

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LES EFFETS DE LA DÉVALUATION DU TAUX DE CHANGE NOMINAL
SUR LE TAUX DE CHANGE RÉEL : EXPÉRIENCE DES PAYS EN VOIE DE
DÉVELOPPEMENT

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

TARCHANI SAMEH

JANVIER 2007

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je tiens à exprimer ma reconnaissance envers mon directeur de recherche, Monsieur Steven Ambler, *Professeur au Département des Sciences économiques, Université du Québec à Montréal*, qui m'a fait l'honneur de diriger mon travail avec beaucoup d'attention et de disponibilité. Son aide et ses recommandations m'ont été d'un grand apport pour la réalisation de ce mémoire.

Je tiens, aussi, à remercier Madame Victoria Miller, *Professeure au Département des Sciences économiques, Université du Québec à Montréal* pour son appui et sa compréhension.

Ma grande gratitude est à présenter à mes parents, Abderrahmen et Hana, pour leur encouragement et leur soutien tout au long de mon parcours scolaire.

Mes remerciements sont également adressés à mon mari, Hatem, et à tous ceux qui m'ont encouragé de près ou de loin pour la réalisation de ce mémoire.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES ET DES TABLEAUX.....	v
RÉSUMÉ	viii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	5
1.1 La Littérature traitant la transmission de la variabilité du taux de change au prix	6
1.2 Étude de Magda Kandil	8
CHAPITRE II MODÈLE THÉORIQUE	10
CHAPITRE III DYNAMIQUE DU TAUX DE CHANGE ET METHODOLOGIE.....	14
3.1 Présentation des données et évolution du taux de change.....	14
3.2 Politiques du taux de change et popularité des régimes intermédiaires	18
3.3 Régimes intermédiaires et marche aléatoire avec dérive	25
3.4 Tests de stationnarité	27
CHAPITRE IV METHODOLOGIE EMPIRIQUE ET ESTIMATION.....	28
4.1 Modèle empirique	28
4.2 Estimation	31
4.3 Validation de l'inférence	32

4.4 Analyse des résultats	36
4.4.1 Interprétation des résultats empiriques des pays du premier groupe	38
4.4.2 Interprétation des résultats empiriques des pays du deuxième groupe	41
CONCLUSION	45
APPENDICE A RÉGIMES DE TAUX DE CHANGE DES PAYS SELON LA CLASSIFICATION DE REINHART ET DE ROGOFF (2002).....	47
APPENDICE B ÉTAPE DES ESTIMATIONS POUR LES DIFFÉRENTS PAYS DE L'ÉCHANTILLON	52
B.1 Programmation relative à l'Afrique du Sud	51
B.2 Programmation relative au Costa Rica	53
B.3 Programmation relative à la Grèce	55
B.4 Programmation relative à l'Inde	56
B.5 Programmation relative au Sri Lanka	57
B.6 Programmation relative à la Tunisie.....	59
B.7 Programmation relative à la Turquie	60
BIBLIOGRAPHIE	61

LISTE DES FIGURES ET DES TABLEAUX

Figure	Page
2.1	L'évolution du prix (p) suite à une dévaluation parfaitement non anticipée du taux de change nominal 12
2.2	L'évolution du prix (p) suite à une dévaluation parfaitement anticipée du taux de change nominal..... 13
3.1	L'évolution du taux de change nominal et du taux de change réel de 1971 à 1997 des pays de l'échantillon. 17
Tableau	Page
4.1	Résumé des résultats de l'estimation 37
4.2	Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour la Colombie..... 39
4.3	Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour les philippines 40
4.4	Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour l'Afrique du Sud 40
4.5	Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour le Costa Rica..... 41
4.6	Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour le Sri Lanka 41

4.7	Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour la Grèce.....	43
4.8	Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour l'Inde.....	43
4.9	Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour la Tunisie.....	43
4.10	Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour la Turquie.....	44
A.2	Régime du taux de change en Colombie.....	47
A.3	Régime du taux de change au Costa Rica.....	48
A.4	Régime du taux de change en Grèce.....	48
A.5	Régime du taux de change en Inde	49
A.6	Régime du taux de change aux Philippines	49
A.7	Régime du taux de change au Sri Lanka.....	50
A.8	Régime du taux de change en Tunisie	50
A.9	Régime du taux de change en Turquie.....	50
B.1	Résultats des tests de DFA (avec constante) du logarithme du taux de change pour les différents pays	51

B.2	Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme du prix pour l'Afrique du Sud.....	51
B.3	Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme du prix pour la Colombie	53
B.4	Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme du prix pour le Costa Rica	53
B.5	Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme du prix pour la Grèce	54
B.6	Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme du prix pour l'Inde	56
B.7	Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme du prix pour les Philippines	57
B.8	Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme du prix pour Le Sri Lank	57
B.9	Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme du prix pour La Tunisie	58
B.10	Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme du prix pour la Turquie	60

RÉSUMÉ

Il existe une vaste littérature relative à l'étude de la transmission de la variabilité du taux de change au prix. La plupart d'entre elles essayaient de trouver un fondement théorique à la faible transmission de la variabilité du taux de change au prix. Peu de recherches ont essayé d'identifier les effets d'une dévaluation anticipée et celle non anticipée sur le prix et aucune n'a essayé de capter la dynamique du taux de change des pays en voie de développement par une marche aléatoire avec dérive. Dans ce présent mémoire nous avons construit un modèle théorique avec anticipations rationnelles nous permettant de distinguer l'impact de la dévaluation anticipée du taux de change et de la dévaluation non anticipée sur le prix. Un résultat majeur qui en découle est que l'effet de la dévaluation non anticipée devrait être plus grand que celui de la dévaluation anticipée sur le prix et donc sur le taux de change réel. Pour tester ce résultat dans le cadre des pays en voie de développement de notre échantillon, nous avons eu recours au modèle de Mishkin (1983). Il s'agit d'un modèle composé de deux équations : une première équation traduisant les anticipations des agents qui sont supposées être rationnelles, et nous permettant de scinder le taux de change en composante anticipée et celle non anticipée et une deuxième équation nous permettant de régresser ces dernières sur le prix, et d'identifier leurs significativités. Quant à notre méthode d'estimation, nous avons utilisé la méthode des doubles moindres carrés. Dès lors, nous avons fait face au problème de nuisance posé par la présence de « generated regressors ». Selon Pagan (1984, 1986), la méthode des doubles moindres carrés fournit des estimateurs convergents mais l'inférence est invalide. Il a proposé une correction de la matrice variance covariance des estimateurs permettant d'avoir les vraies statistiques. Pour pouvoir se prononcer sur la significativité des estimateurs, nous avons effectué un programme moyennant e-views nous permettant de récupérer les bonnes valeurs-p. Malgré les imperfections des données, nous obtenons des résultats convaincants et conformes à nos attentes.

Mots clefs : taux de change, dévaluation anticipée versus non anticipée, inflation et prix, équations simultanées, régresseurs estimés.

INTRODUCTION

La question traitant la mesure dans laquelle les variations du taux de change se transmettent au prix a toujours porté un vif intérêt en économie internationale. Cet intérêt est d'autant plus important chez les pays en voie de développement qui ont souffert d'une inflation assez élevée. Dans le but de préserver leurs compétitivités, ce climat d'inflation condamne ces pays à dévaluer leurs monnaies nationales. Cependant cette dévaluation provoquerait une augmentation du prix des importations en monnaie nationale en premier temps, et du niveau général de prix en deuxième temps. Cet effet inflationniste causé par la dévaluation pourrait contrecarrer les effets escomptés de la dévaluation nominale. Si une dévaluation nominale de la monnaie ne se traduit pas par une dévaluation réelle de la monnaie, c'est-à-dire que le prix relatif des biens exportables ne diminue pas, il y'aurait pas d'amélioration du solde de la balance courante. D'autant plus cet effet inflationniste pourrait causer même un cercle vicieux en vertu duquel une forte dépréciation alimenterait l'inflation et accentuerait les attentes d'une hausse de l'inflation dans l'avenir.

A l'origine du travail que nous allons présenter, se situent des interrogations sur les effets de la dévaluation nominale du taux de change sur le niveau du prix. Un des points nodaux de notre recherche consiste à analyser empiriquement et théoriquement l'effet de la variabilité du taux de change anticipé et celui non anticipé et à réfléchir à travers :

- la mesure la plus pertinente du taux de change anticipé et du taux de change non anticipé qui serait la plus appropriée à notre échantillon des pays en voie de développement;
- le canal de transmission de la variabilité du taux de change sur les prix.

Le débat théorique s'attachant à l'étude de la transmission des variations du taux de change est presque tranché. En se basant sur les faits stylisés, la plupart des études sont motivés par la conclusion commune, à savoir que les variations du taux de change ne se répercutent pas

entièrement sur les prix à l'importation même à long terme. Bien que les explications théoriques se rapportant à ces faits soient controversés, la majorité essayaient de trouver un fondement théorique expliquant la rigidité des prix. Ainsi, un résultat majeur qui découle de ce type de modèle avec rigidité de prix devrait stipuler que l'effet de la dévaluation non anticipée du taux de change nominal sur le taux de change réel soit plus grand que celui de la dévaluation anticipée.

Dans ce travail nous allons construire un modèle théorique à anticipations rationnelles et avec rigidité des prix nous permettant de distinguer l'impact de la dévaluation anticipée et de la dévaluation non anticipée sur le prix. Ainsi, notre modèle se propose de montrer les prédictions suivantes : (1) une dévaluation complètement non anticipée donnerait, à court terme, un taux de change réel au dessus de son équilibre de long terme et serait suivi par une appréciation lente du taux de change réel; (2) une dévaluation parfaitement anticipée donnerait, à court terme, un taux de change réel très près de sa valeur d'équilibre de long terme et il y aurait peu de mouvement dans le taux de change réel après la dévaluation (voir figures (a), (b) et (c)). Une dévaluation parfaitement anticipée augmenterait les prix avant que la dévaluation ait lieu et par conséquent il y'aurait peu de mouvement du taux du change réel après la dévaluation. Une dévaluation non anticipée surprendrait les agents et il n'y aurait pas d'augmentation instantanée du niveau général du prix, ce qui provoquerait une dépréciation réelle du taux de change à court terme.

Ainsi, le but de ce mémoire serait de montrer dans le cadre d'un simple modèle d'équilibre général avec anticipations rationnelles, ces prédictions pour les tester ultérieurement.

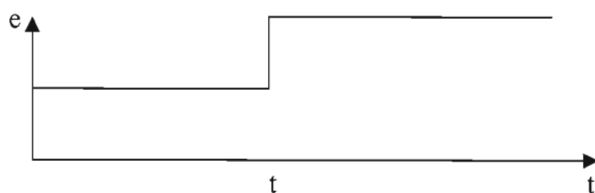


Figure (a) Dévaluation nominale du taux de change (e) (e : le prix de la monnaie étrangère en monnaie nationale)

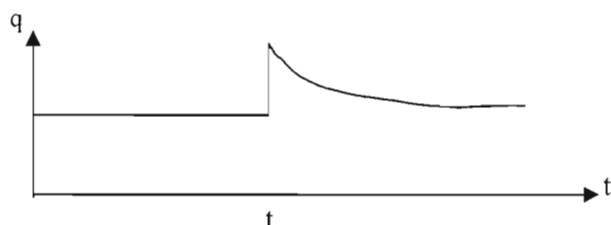


Figure (b) L'évolution du taux de change réel (q) suite à une dévaluation non anticipée

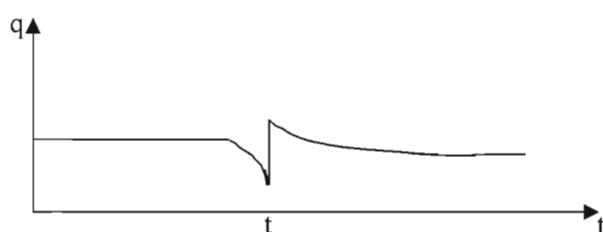


Figure (c) L'évolution du taux de change réel (q) suite à une dévaluation anticipée

En ce qui a trait à la mise en évidence empirique, l'enjeu serait double : faire une première régression de prix permettant de scinder le taux de change en composante anticipée et non anticipée; récupérer ses composantes et identifier d'autres variables exogènes pertinentes pour les régresser ensuite sur la variation de prix. À la lumière des résultats économétriques obtenus, et bien entendu en discernant la significativité de chaque estimateur, on pourrait conclure quant à l'effet du taux de change à long terme (anticipé) et l'effet du taux de change à court terme (non anticipé) sur l'évolution des prix. Nous nous attendons à ce que l'impact d'une dévaluation non anticipée sur le prix et le taux de change réel soit plus grand que celui d'une dévaluation anticipée.

Par ailleurs, les questions soulevées par ce mémoire seraient : (1) quelle serait la forme de l'équation de prédiction du taux de change la mieux à même de traduire l'évolution du taux de change sur les marchés de différents pays de notre échantillon, d'une part, et les anticipations des agents économiques, d'autre part? (2) Quelle serait notre méthodologie empirique nous permettant d'éluder les problèmes posés par les régresseurs estimés « generated regressors »? Pour répondre à la première question, une étude normative et positive des différents régimes de ces pays nous a conduit à supposer que le modèle de

marche aléatoire avec dérive est le plus approprié de traduire la dynamique du taux de change.

Quant à notre méthodologie empirique, nous nous sommes inspirés de Mishkin (1983) où il étudie le rôle des anticipations rationnelles dans l'impact des différentes politiques économiques sur l'économie. C'est en s'appuyant sur son approche que nous avons distingué statistiquement l'impact d'une dévaluation anticipée et d'une dévaluation non anticipée sur le prix. Cependant, pour ce qui est de notre méthode d'estimation nous avons procédé différemment. Bien qu'elle soit critiquée par Mishkin (1983) pour son invalidité de l'inférence, nous avons utilisé la méthode des doubles moindres carrés. Cette méthode fournit des estimateurs convergents mais l'inférence reste invalide. Dès lors une correction de la matrice variance covariance est impérative pour valider les tests. Pour ce faire, on s'est inspiré des modèles évoqués par Pagan (1984, 1986) pour la correction des différentes statistiques. Nos estimations ainsi que le programme, qui nous a permis d'avoir les vraies valeurs p , ont été effectués via e-views.

Aussi, à la lumière des résultats des estimations nous essayerons de connaître jusqu'à quel point le modèle que nous avons construit peut prédire l'impact de la dévaluation anticipée et de la dévaluation non anticipée sur le prix.

Le plan de ce mémoire sera composé de quatre chapitres. Le premier chapitre sera consacré à une brève revue de la littérature. Le deuxième chapitre exposera le modèle théorique et ses prédictions. Le troisième chapitre sera consacré à l'étude de la dynamique du taux de change. Dans un dernier chapitre, nous nous pencherons sur la méthodologie empirique, et nous exposerons les principaux résultats de notre analyse que nous essayerons de confronter avec nos prédictions théoriques.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

L'objectif du présent mémoire consiste à distinguer statistiquement entre l'effet d'une dévaluation anticipée et d'une dévaluation non anticipée sur le prix dans les pays en voie de développement. Il y'a eu une seule étude, celle de Magda Kandil (2004), qui a essayé de distinguer statistiquement l'effet d'une dévaluation anticipée et d'une dévaluation non anticipée sur le prix pour 22 pays en voie de développement. En revanche, la littérature traitant l'effet de la transmission de la variabilité du taux de change au prix est très vaste. Toutes ces études s'accordent sur le fait qu'une dévaluation nominale est suivie par une variation du prix moins élevée. Ces études ont cherché à trouver un fondement théorique aux faits observés : à savoir les variations du taux de change ne sont pas intégralement transmises au prix, de telle sorte que les prix de commerce, dans un premier temps, et le niveau général du prix, dans un deuxième temps, réagissent peu aux variations du taux de change.

En règle générale, c'est en calibrant leurs modèles macroéconomiques de fondement microéconomiques et via les sentiers de réponse et /ou des modèles vectoriel autorégressifs que cette littérature a essayé d'identifier les raisons de la non transmission complète de la variabilité du taux de change au prix.

Quant à notre méthodologie empirique, elle s'est fortement inspirée de celui de Mishkin (1980) et de Barro (1975). Nous n'allons pas présenter leurs contributions (Mishkin [1980] et Barro [1975]) au cours de ce chapitre; ceci sera le propos du quatrième chapitre. Une première section traitera la transmission du taux de change au prix « exchange pass through ». Une deuxième section présentera l'étude de Magda Kandil (2004).

1.1 La littérature traitant la transmission de la variabilité du taux de change au prix

La littérature traitant la relation entre la dévaluation nominale et réelle est très riche. Vaubel (1976) a montré que le taux de change nominal est responsable de l'ajustement du taux de change réel pendant la période 1959-1975. Cannoly et Taylor (1976, 1979) ont trouvé que la dévaluation nominale engendre une dévaluation réelle à court et à long terme. Cependant, Bruno (1978) a adopté une approche indirecte en examinant l'impact des changements du taux de change nominal et les prix d'importation sur les niveaux des prix domestiques dans 16 pays de l'OCDE durant les changements 1972-1976. Donovan (1981), Bautista (1981) et Morgan et Davis (1982) ont montré que l'impact de la dévaluation nominale s'estompe à travers le temps. En montrant que les prix d'importation n'ont pas de poids significatif dans les prix de consommation, ils ont pu conclure que la dévaluation nominale peut être suivie par une dévaluation réelle. De Grauwe et Holvoet (1978) se sont servis des tableaux input-output pour montrer que l'effet de la dévaluation nominale sur les prix est tributaire de l'hypothèse de l'indexation des salaires. En se basant sur les données de la Communauté Européenne, ils ont constaté que 1% de la dévaluation nominale conduit toujours à 0.7 % de la dévaluation réelle. Par contre, en présence d'indexation des salaires, 1% de la dévaluation nominale conduit toujours à 0.5 % de la dévaluation réelle. Autrement dit, une dévaluation anticipée a moins d'effet sur la dévaluation réelle que celle non anticipée. Si les agents anticipent une dévaluation ils vont revendiquer une augmentation des salaires en cas où les contrats de ces derniers sont indexés à l'inflation. Ainsi, les effets de la dévaluation seraient neutralisés; et les prix augmentent doublement suite à l'augmentation des salaires d'une part, et l'augmentation des coûts de la consommation intermédiaire d'autre part. Edward (1988), en examinant le comportement du taux de change réel pour 28 périodes, il a pu constater que l'impact de la dévaluation nominale s'estompe après 16 trimestres. Edward (1994) a étayé cette constatation, en confirmant que la dévaluation nominale est suivie par la dévaluation réelle seulement à court terme.

Ce sont Bahmani et Illir (2002), qui ont pu détecter une relation de long terme entre la dévaluation nominale et réelle pour 22 pays en voie de développement, et ce en utilisant les

modèles de correction des erreurs et de cointégration. Pour éviter les problèmes posés par les tests préliminaires de stationnarité, il ont utilisé la méthode de Pesaran et Shin (1995) appelé "Autoregressive distributed lag (ARDL)".

Burstein, Eichenbaum et Rebelo (2003) ont constaté qu'en Corée (1997), Brésil (1999) et Argentine (2001), une dévaluation nominale bien que massive a été accompagnée par une dévaluation réelle. En essayant d'avancer un fondement théorique, ils ont expliqué ces faits réels par la lenteur de transmission des fluctuations du taux de change au prix des biens non échangeables.

Rebelo (2001) a démontré, à travers une étude très minutieuse de l'indice des prix à la consommation au Brésil, que les prix de gros varient d'une manière moins importante que les prix de détail. Par ailleurs, les prix des biens exportables et importables varient dans le même sens que le taux de change. D'après ces auteurs, les prix des biens non échangeables interviennent en deux temps. Premièrement, le niveau général des prix est une moyenne pondérée des prix des biens échangeables et non échangeables. Selon leurs estimations, les prix des biens non échangeables accaparent environ 40% du niveau général du prix. Deuxièmement, le niveau général des prix des biens échangeables, lui-même comprend le prix des biens non échangeables sous forme de coûts de transport, de dédouanement, etc.

Par conséquent, le prix des biens non échangeables a un effet prépondérant sur le niveau général des prix. Étant donné que Robelo (2001) a supposé que le secteur des biens non échangeables évolue dans un cadre de compétition monopolistique, les entrepreneurs sont peu enclins à hausser les prix qui leur procurent le « *mark-up* » le plus élevé. Ainsi, ce secteur est peu affecté par la dévaluation, ce qui entrave l'ajustement rapide du niveau général de prix. Raffaello (2004) a critiqué cette idée, en expliquant que l'hypothèse de concurrence monopolistique est nécessaire mais n'est pas suffisante pour expliquer la non transmission complète de la variabilité du taux de change au prix domestique.

Néanmoins, la raison principale de ceci est la rigidité des prix des importations en monnaie nationale « *producer currency pricing* ». Les hypothèses du modèle permettant de bien reproduire la dynamique du taux de change et les prix sont : la présence des coûts de

distribution, la rigidité des prix des importations en monnaie étrangère, l'ajustement échelonné des prix et les différents niveaux de rigidité de chaque secteur.

Par contre, en se rapportant aux données trimestrielles au Canada et aux Etats-Unis, Ambler, Dib et Rebei (2003) ont montré que même si les prix des importations s'ajustent instantanément aux mouvements du taux de change, la rigidité des salaires intérieurs contribue à ralentir la transmission des variations du taux de change. Ainsi la rigidité des salaires est le responsable majeur à la non transmission complète de la variabilité du taux de change au prix.

Guillaume, Lahrière et Méjean (2006) ont essayé de tester empiriquement la transmission de la variation du taux de change au prix « exchange pass through » sur 130 pays sur la période 1989-2003, pour 5000 produits. Les résultats de cette étude ont débouché sur deux résultats essentiels. Le premier résultat empirique suggère que cette transmission est en moyenne plus élevée lorsque l'environnement est volatil, en direction des pays moins riches et vers d'autres marchés peu intégrés. Le deuxième résultat, est que la transmission de long terme sur les prix des importations est élevée (proche de 1). Ce résultat, cependant cache de fortes disparités entre produits. En effet, il y'a quelques secteurs dont la transmission du taux de change au prix n'est pas complète, tels que la chimie, le secteur alimentaire, l'industrie optique, les machines électroniques, etc. Ces secteurs sont caractérisés par une marge bénéficiaire qui décroît à mesure que les prix augmentent. Les entreprises exportatrices choisissent la méthode de la discrimination par les prix et réduisent alors leurs marges, de sorte que la transmission des variations du taux de change aux prix des biens importés ne pourra être complète. Par conséquent, la hausse du prix de bien importé est moindre que la dépréciation de la monnaie du pays importateur.

1.2 Étude de Magda Kandil

Sur le même échantillon de pays construit par Bahmani (2000), Magda Kandil (2004) a testé les effets d'une dévaluation anticipée et une dévaluation anticipée sur la variation des prix et la variation de l'output, en construisant un modèle d'équilibre général avec attentes

rationnelles. Elle a expliqué l'ambiguïté des effets de la variation du taux de change sur la variation des prix comme suit:

- Du côté de la demande, une dépréciation non attendue de la monnaie nationale relance la demande des biens en réduisant le solde de la balance courante et donc augmente les prix; du côté de la demande de monnaie, une dépréciation non anticipée de la monnaie nationale fait augmenter le taux d'intérêt ce qui modère l'augmentation des prix.
- Du côté de l'offre, une dévaluation anticipée et/ou non anticipée fait augmenter le niveau des prix vu le renchérissement des biens intermédiaires;

Comme on vient de le remarquer, du point de vue théorique, les impacts de la dévaluation sont indéterminés et très ambigus puisqu'ils sont sujets à deux effets opposés. Pour détecter les effets de la dévaluation nominale sur le prix, sa méthodologie était la suivante : elle a commencé par dériver un modèle d'équilibre général du prix assurant l'équilibre entre l'offre agrégée et la demande agrégée. L'équation d'anticipation est dérivée d'un modèle structurel. La valeur anticipée du taux de change est composée par les fondamentaux spécifiques de chaque pays (différentiel de productivité et du taux d'inflation). Ainsi, elle a utilisé la différence entre la valeur réalisée (taux de change SPOT) et la valeur anticipée afin de déterminer le choc qui illustre la valeur non anticipée. Ensuite, elle a régressé sous forme de variations anticipée et non anticipée les variables suivantes : la masse monétaire, les dépenses publiques, le prix de l'énergie et le taux de change, sur la variation du prix. Suite à son étude empirique elle a constaté que la dévaluation non anticipée est plus significative que celle anticipée.

Ces résultats confirment sa théorie où elle a supposé que la dévaluation non anticipée affecte le prix via deux canaux de transmission, l'offre et la demande; et que la dévaluation anticipée n'affecte que la demande. Donc, le prix est plus vulnérable aux dévaluations non anticipées. Par ailleurs elle a pu remarquer que les pays qui sont très vulnérables aux fluctuations du taux de change ne sont pas caractérisés par une ouverture prononcée.

CHAPITRE II

MODÈLE THÉORIQUE

Dans ce chapitre nous allons exposer notre modèle théorique avec attentes rationnelles qui stipule nos prédictions suivantes : (1) dans la mesure où les agents économiques commencent à anticiper une dévaluation du taux de change, le prix courant commence à augmenter avant que la dévaluation ait lieu; (2) une dévaluation parfaitement non anticipée serait suivie par une augmentation des prix, après la dévaluation. Ainsi, en terme de taux de change réel, une dévaluation complètement non anticipée donnerait, à court terme, un taux de change réel au dessus de son équilibre de long terme et serait suivie par une appréciation lente du taux de change réel. Une dévaluation parfaitement anticipée donnerait, à court terme, un taux de change réel très près de sa valeur d'équilibre de long terme, et il y aurait peu de mouvement dans le taux de change réel après la dévaluation.

Notre modèle est composé essentiellement de deux équations (2.1) et (2.2) assurant respectivement l'équilibre sur le marché des biens et services et l'équilibre sur le marché financier.

$$y_t = \alpha - \theta r_t + \delta(e_t - p_t + p_t^*) + \beta y_t^* \quad (2.1)$$

$$i_t = i_t^* + E_t(e_{t+1}) - e_t \quad (2.2)$$

Notre hypothèse de base est que les salaires et les prix sont prédéterminés pour assurer l'équilibre anticipé du marché des biens et services.

Notre première équation est inspirée de l'équation de Dornbush (1976), la demande et donc le produit d'équilibre dépend du taux d'intérêt réel (r), du niveau général du prix (p), du taux de change réel ($e - p + p^*$) et du niveau de revenu étranger (y^*).

La deuxième équation est celle de la parité du taux d'intérêt. Si les agents anticipent une dévaluation, le taux d'intérêt national doit être supérieur à celui de l'étranger.

Pour simplifier les énoncés nous supposons que i^* , p^* et y^* sont nuls.

La première équation montre que :

- Une augmentation du taux d'intérêt réel (r) induit une diminution des dépenses d'investissement, et donc une baisse de la demande des biens domestiques. Selon l'équation de Fisher, Le taux d'intérêt réel est égal au taux d'intérêt nominal moins l'inflation anticipée : $r_t = i_t - \pi^e$.
- Une augmentation du taux de change réel (une dépréciation réelle) conduit à un déplacement de la demande en faveur des biens domestiques, et donc une augmentation des exportations nettes. Ce qui se traduit par une augmentation du revenu.

Comme on a supposé que les attentes quant à l'évolution du taux de change seraient celles d'une marche aléatoire avec dérive¹, l'équation du taux de change serait la suivante:

$$e_t = a + e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

Où a est une constante de signe positif, ε_t : le terme d'erreur. En appliquant l'opérateur d'espérance mathématique conditionnelle à l'information en $t-1$, à l'équation de parité du taux d'intérêt on aura l'équation (3) :

¹ On étayera dans la suite de ce mémoire notre choix pour la marche aléatoire avec dérive

$$E_{t-1}(i_t) = E_{t-1}(E_t(e_{t+1}) - e_t) = E_{t-1}(\Delta e_t) = a \quad (2.4)$$

On applique l'opérateur d'espérance mathématique dans l'équation (1), et dans laquelle on substitue l'équation (2.3), on obtient l'équation suivante :

$$p_t = \frac{\alpha}{\delta} - a + \frac{\theta}{\delta} \pi^a + E_{t-1}(e_t) - \frac{1}{\delta} E_{t-1}(y_t) + \frac{\beta}{\delta} y_t^* \quad (2.5)$$

On suppose que le revenu espéré est égal à son niveau naturel, c'est-à-dire $E_{t-1}(y_t) = \bar{y}_N$. En remplaçant $E_{t-1}(y_t)$ par \bar{y}_N dans l'équation (2.5) on obtient l'expression finale :

$$p_t = \frac{\alpha}{\delta} - a + \frac{\theta}{\delta} \pi^a + E_{t-1}(e_t) - \frac{1}{\delta} \bar{y}_N + \frac{\beta}{\delta} y_t^* \quad (2.6)$$

où $(\frac{\alpha}{\delta} - a)$ est une constante de signe indéterminée, $\frac{\theta}{\delta}$ et $\frac{\beta}{\delta}$ sont des constantes de signe positif.

Cette équation stipule qu'une dépréciation anticipée conduira à une augmentation du niveau du prix. Des anticipations inflationnistes engendrent une augmentation du prix. Il faut noter tout de même que les faits réels observés ont témoigné la non transmission complète de la variabilité du taux de change au prix domestique. Ainsi, empiriquement le coefficient relatif au taux de change anticipé serait différent de l'unité. En illustrant graphiquement les prédictions de notre modèle on aura :

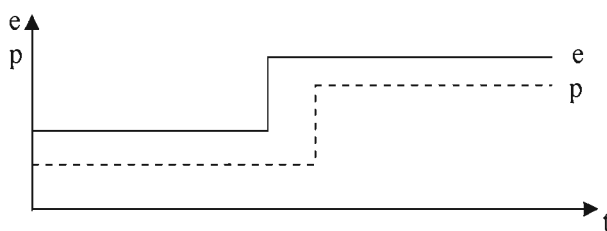


Figure 2.1 L'évolution du prix (p) suite à une dévaluation parfaitement non anticipée du taux de change nominal

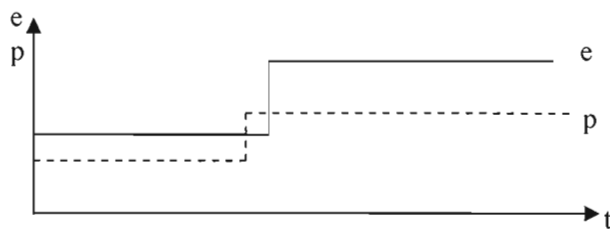


Figure 2.2 L'évolution du prix (p) suite à une dévaluation parfaitement anticipée du taux de change nominal

En résumé et dit autrement, si la dévaluation survient par surprise et donc elle n'est pas anticipée le prix ne réagit pas d'une manière instantanée mais s'ajuste par la suite. En revanche si la dévaluation est anticipée la réaction du prix devancerait celle de la dévaluation, et donc au moment de la dévaluation le prix serait déjà augmenté.

CHAPITRE III

DYNAMIQUE DU TAUX DE CHANGE ET METHODOLOGIE

Un aspect important de ce présent mémoire a trait à la modélisation de l'équation des anticipations des agents économiques du taux de change permettant de scinder la valeur réalisée du taux de change en composante anticipée et non anticipée. Le modèle à construire permettrait de faire coïncider les valeurs anticipées avec celles du marché. Autrement dit, en moyenne la valeur espérée du taux de change conditionnelle à l'information disponible et celle du marché devraient se confondre. Ce faisant, l'hypothèse des anticipations rationnelles serait valide.

Suite à l'analyse détaillée des différentes caractéristiques des politiques de taux de change dans les pays en voie de développement, nous avons choisi de modéliser l'évolution du taux de change par la marche aléatoire avec dérive. La présence de la dérive dans ce modèle est justifiée par la dévaluation constante de la monnaie.

Dans les quatre différentes sections qui suivent nous présentons les raisons expliquant le choix du modèle de marche aléatoire avec dérive comme étant le plus approprié pour notre échantillon.

3.1 Présentation des données et évolution du taux de change

Pour capter l'évolution du taux de change, nous allons utiliser les données empiriques construites par Bahmani (2000). Dans son étude il a pu construire des valeurs de taux de change effectif réel et de taux de change effectif nominal allant du premier trimestre de l'année 1971 jusqu'au troisième trimestre de l'année 1997, son année de base étant 1995. Son échantillon comporte 19 pays en voie de développement sur la période 1973-1997 (ou sur une période plus courte pour certains pays dont les données sont manquantes). Il s'agit de la

Turquie, la Tunisie, la Thaïlande, le Chili, la Colombie, le Costa Rica, le Mexique, l'Uruguay, l'Inde, l'Indonésie, la Malaisie, les Philippines, l'Égypte, le Singapour, la Grèce, le Portugal, le Pakistan, l'Afrique du Sud et l'Éthiopie. Nous n'avons retenu de cet échantillon que les pays pour lesquels l'indice de prix à la consommation² était disponible. Ainsi, notre échantillon comprend l'Afrique du Sud, la Colombie, le Costa Rica, La Grèce, l'Inde, les Philippines, le Sri Lanka, la Tunisie et la Turquie.

Le taux de change réel effectif (TCR) et le taux de change nominal effectif (TCN) du pays j , sont définis respectivement ainsi :

$$TCR = \sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \left(\frac{\left(\frac{P_j R_{ji}}{P_i} \right)_t}{\left(\frac{P_j R_{ji}}{P_i} \right)_{95}} \times 100 \right)$$

$$TCN = \sum_{i=1}^n \alpha_{ji} \left(\frac{(R_{ji})_t}{(R_{ji})_{95}} \times 100 \right)$$

où n est le nombre des pays partenaires, P_j est le niveau du prix dans le pays j , α_{ji} est la part qu'occupe le pays i dans le commerce du pays j , R_{ji} est le taux de change défini comme le prix d'une unité de monnaie nationale en terme de monnaie étrangère.

Bahmani (2000) a pondéré le taux de change par le poids qu'occupent les pays partenaires dans le commerce des pays en voie de développement. Les pays partenaires sont : l'Australie, la Belgique, le Canada, la Finlande, la France, l'Allemagne, l'Irlande, l'Italie, Le

² Les données trimestrielles de l'indice de prix à la consommation ont été tirées des « *Statistiques Financières Internationales* »

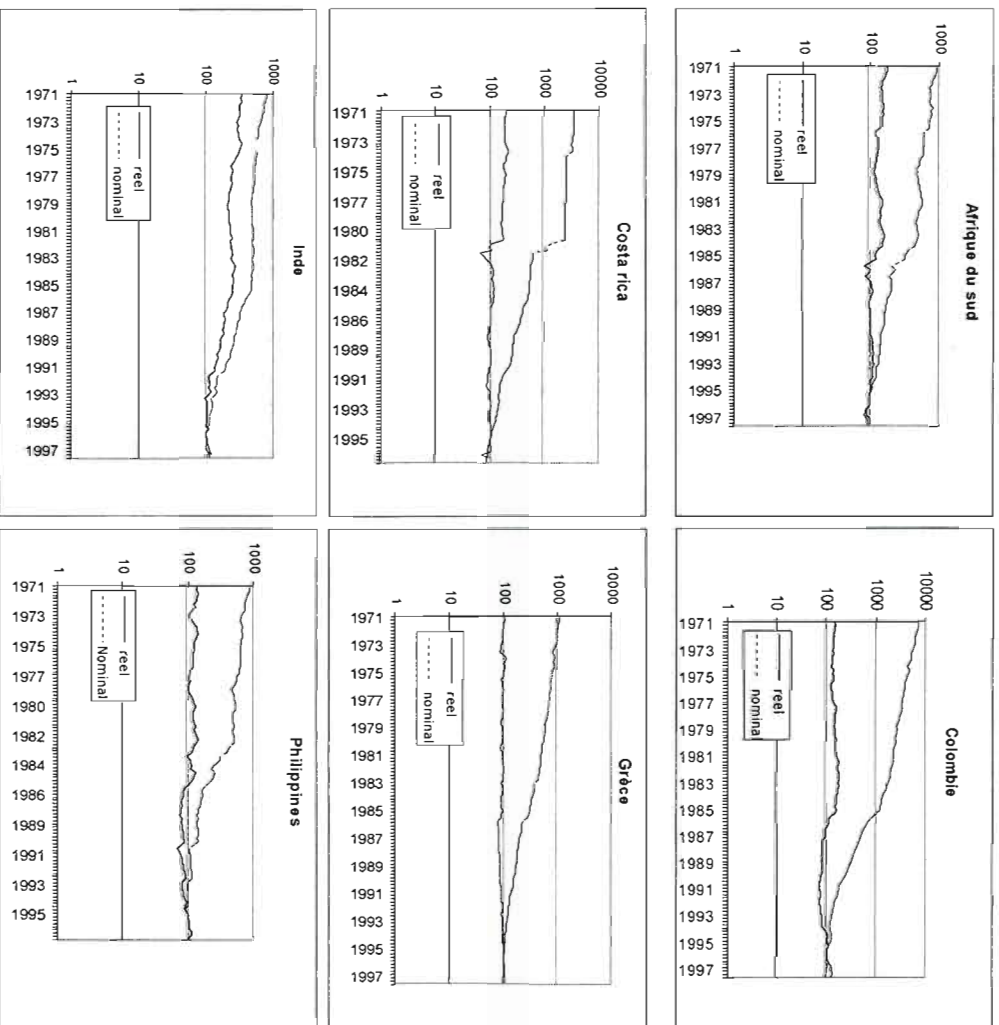
Japon, Les Pays-Bas, la Nouvelle-Zélande, La Norvège, l'Espagne, la Suède, la Suisse, La Grande-Bretagne et le États -Unis.

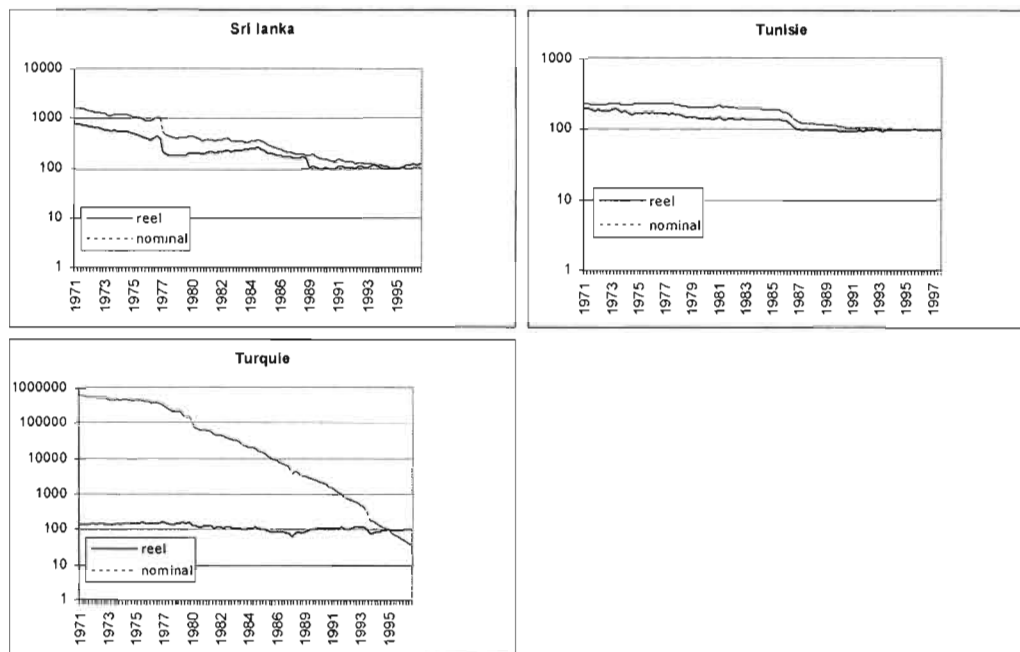
Comme nous venons de le mentionner, pour la mise en évidence empirique la définition du taux de change diffère de celle définie dans les chapitres précédents. Par ricochet, les coefficients de l'équation (2.6) (voir p.13) devraient changer de signe. Ainsi, les coefficients relatifs respectivement aux variations du taux de change anticipées et celles du taux de change non anticipées devraient être de signes négatifs. Quant à la constante (α) représentant la dérive devrait être de signe négatif.

A fin d'avoir un aperçu sur la dynamique du taux de change, nous avons construit des graphiques (3.1) traduisant l'évolution du taux de change nominal et du taux de change réel (en log). La tendance générale de l'évolution du taux de change nominal de notre échantillon est à la baisse, ce qui traduit une dévaluation continue dans presque tous les pays. On remarque aussi l'absence d'une forte volatilité dans la variation du taux de change nominal, chose qui peut être expliquée par les régimes du taux de change quasi-fixes adoptés par les pays retenus. La faiblesse de volatilité écarte l'idée de prédiction du taux de change nominal par des modèles à variance conditionnelle tel que le *GARCH*.

Comparé au taux de change nominal, on observe que le taux de change réel est moins volatil. Ce qui laisse penser que la dévaluation du taux de change nominal adoptée par les pays de notre échantillon a pour principale raison de maintenir la stabilité du taux de change réel. Il est ainsi primordial d'analyser les différentes politiques du taux de change adoptées par ces pays.

Graphique 3.1
 Évolution du taux de change nominal et du taux de change réel
 de 1971 à 1997 des pays de l'échantillon.





3.2 Politiques du taux de change et popularité des régimes intermédiaires

Le régime du taux de change est l'ensemble de règles qui déterminent l'intervention des autorités monétaires sur le marché du taux de change, et donc son comportement.

L'analyse des différentes politiques du taux de change serait ainsi nécessaire pour capter la dynamique du taux de change. Qu'en est-il alors des politiques de taux change adoptées par ces pays? Et qu'est-ce qui explique cette dépréciation continue de leurs monnaies nationales comme l'illustrent les graphiques?

Afin de caractériser les régimes de change effectifs de chaque pays de 1971 jusqu'à 1997, nous avons rencontré plusieurs difficultés. Depuis 1975 jusqu'à 1998, la classification des régimes du taux de change se fondait sur l'annonce officielle des pays. Cette classification ne distinguait que quatre catégories : rattachement, flexibilité limitée, flottement géré et flottement pur.

En se fiant à la classification « de jure », du FMI (1998), nous avons pu constater que tous les pays avaient emprunté le régime du flottement géré, sauf l'Afrique du Sud et les Philippines qui avaient adopté un régime flottant. Outre sa simplicité, cette classification témoignait de nombreuses faiblesses, la plus importante est l'écart existant entre les politiques réalisées effectivement et celles annoncées. Certains pays annoncent la parité fixe alors qu'ils procèdent à la dévaluation fréquente pour maintenir la compétitivité, ce qui les rapprochait plutôt à un régime flottant. D'autres annonçaient un régime flottant alors qu'en réalité ils ancreraient leur monnaie à une ou un panier de devises ou ils la maintiennent sur un sentier prédéterminé selon leurs objectifs.

Cette ambiguïté a remis en question la fiabilité de la classification du FMI (1998) et a réduit la transparence de ces politiques. C'est seulement à partir de 1999 que le FMI a modifié sa classification des régimes de change pour distinguer les différents types de rattachement et pour tenir compte des régimes effectivement adoptés dits « *de facto* ».

Dans la classification de 1999, le FMI se fonde sur des analyses quantitatives et qualitatives pour compléter les informations disponibles sur la politique de change sur le marché officiel. Cette classification a permis de catégoriser les politiques du taux de change selon l'objectif de l'intervention et de tenir compte de la règle de conduite ciblée par les autorités monétaires. Aussi, elle a apporté plus de précisions quant aux régimes se situant entre les deux extrêmes, régime fixe et régime flottant, à savoir les régimes intermédiaires. Selon la classification du FMI (1999), les régimes intermédiaires se distinguent par deux sortes de politiques : ancrage souples et flottement géré.

La première politique englobe une multitude de pratiques différentes qui sont regroupées en quatre catégories : le rattachement fixe³, les bandes horizontales⁴, le rattachement glissant⁵ et les bandes glissantes⁶.

³ La monnaie domestique est rattachée (formellement ou *de facto*) à une autre monnaie (ou un panier de monnaies) à un taux fixe

⁴ Le taux de change est maintenu dans une marge de fluctuation (au moins de +/- 1%) autour d'une parité centrale.

La deuxième politique; appelée soit, flottement strictement contrôlé ou flottement géré. Dans le cadre de cette politique les autorités monétaires interviennent sans spécifier ou pré annoncer une trajectoire pour le taux de change et ne s'engagent pas sur une valeur ni à un sentier prédéterminé.

Il existe une très vaste variété des régimes qui se répartissent entre deux extrêmes à savoir le régime du taux de change fixe et flexible. Chacun de ces deux régimes présente des avantages et des limites. Le régime du taux de change fixe, procure essentiellement la crédibilité des différentes politiques des autorités mais pas d'autonomie de la politique monétaire. A l'inverse, dans un régime du taux de change flexible, aucun engagement n'est pris au sujet du taux de change qui est déterminé selon l'offre et la demande. Entre ses deux extrêmes se situent des régimes intermédiaires. En règle générale, les régimes intermédiaires permettent certaines fluctuations à l'intérieur d'une fourchette préétablie par rapport à une devise ou un panier de devises, lequel est réajusté régulièrement. Selon le degré de stabilité souhaité, l'intervalle de variation (fourchette) peut aussi fluctuer. Ces régimes permettent, d'une part une forme d'ancrage nominal, pour maîtriser l'inflation et favoriser l'épargne, et d'autre part une forme de souplesse pour préserver la compétitivité et amortir les chocs.

L'analyse de politiques de change effectuées en réalité, dits « defacto », dans plusieurs pays en voie de développement, en l'occurrence notre échantillon de pays, a révélé que les régimes intermédiaires étaient dominants au cours de la période (1971 - 1997).

La nouvelle classification du FMI (1999), ne remonte pas à l'année 1971 et donc ne nous permet pas d'avoir une classification minutieuse à partir du début de notre échantillon.

⁵ Le taux de change est dévalué par petites incrémentations soit à un taux fixe soit en réponse au changement à certaines indicatrices comme le différentiel de l'inflation passé (ou anticipé) avec les principaux partenaires commerciaux, le différentiel entre le taux officiel et celui du marché parallèle...

⁶ Les autorités monétaires influencent les mouvements du taux de change à travers une intervention active sans spécifier ou pré annoncer une trajectoire pour le taux de change. La banque centrale ne s'engage pas sur un taux de change cible.

Il existe différentes méthodes qui ont tenté de déterminer les régimes de change dits « *defacto* » par opposition à ceux déclarés par les pays au FMI (régime dits « *dejure* ») et ce en se basant sur les politiques mises en œuvre et leurs résultats.

Calvo et Reinhart (2002) croisent plusieurs critères pour identifier les régimes de change *defacto* : en prenant en compte la variance du taux de change, du taux d'intérêt et les réserves officielles. Evidemment, un régime se rapprochant du régime fixe se distingue par une forte variation de réserves ou du taux d'intérêt dépendamment de la politique des autorités monétaires, et une faible variance du taux d'intérêt.

La classification de Levy-Yeyati et Sturzeneger (2002, 2003) repose aussi sur une analyse statistique exhaustive des régions suivies par l'ensemble du monde. Cette classification est basée sur trois variables : la moyenne de la variation mensuelle du taux de change en valeur absolue, l'écart type de la variation mensuelle du taux de change, la moyenne de la variation mensuelle du taux de change et la moyenne de la variation mensuelle des réserves officielles. D'autres études ont cherché à améliorer les critères utilisés. Bénassy et Coeuré (2002) proposent une méthode destinée à estimer la détermination de l'ancrage, en prenant en compte plus précisément les ancrages « *de facto* » sur des paniers de monnaies. Ce type d'ancrage a été négligé dans les classifications précédentes.

Ce sont Reinhart et Rogoff (2002) qui ont introduit une nouvelle classification, dite « naturelle ». Cette dernière tient compte de deux points nouveaux : (1) les taux de change sur les marchés parallèles pour les pays où il existait un double marché de change, (2) la classification mensuelle. De plus, ils ont aussi introduit une nouvelle catégorie de régime du taux de change appelée « *freely falling* » qui caractérisent les pays à forte inflation ((+) de 40%). Cette politique a l'avantage de nous fournir une classification très détaillée, ce qui nous permet de s'affranchir des Problèmes de changements des régimes en cours d'année.

C'est sur cette classification (Annexe A) que nous nous sommes basés pour porter des jugements quant aux régimes du taux de change adoptés par les pays en voie de développement et d'expliquer les résultats d'estimation par la suite.

Lors de l'étude de cette classification, il est incontestable que les régimes intermédiaires étaient les plus adoptés par les pays de notre échantillon. Selon Rogoff et al. (2004) cette popularité des régimes intermédiaires auprès des pays en voie de développement s'explique par le fait que ces régimes permettent de combiner les avantages des deux pôles extrêmes tout en réduisant leurs inconvénients. De surcroît, l'ouverture aux marchés internationaux de capitaux contraint ces pays à laisser leur taux de change flotter pour se protéger contre les attaques spéculatives, mais une inflation élevée, une dollarisation de la dette, un système bancaire fragile les condamnent à intervenir pour contenir leurs taux de change. En effet, après avoir passé en revue les différents arguments expliquant l'engouement des pays en voie de développement pour les régimes intermédiaires, nous pouvons les résumer en trois principales caractéristiques : la peur de flottement et de gestion, la peur de l'appréciation et de dépréciation et la dévaluation continue.

(a) La peur de flottement et de gestion

Calvo et Reinhart (2002) montrent notamment que de nombreux pays annonçant un régime de taux de change flottant interviennent en réalité régulièrement sur le marché de changes pour contenir leur parité. Ils en déduisent une « peur de flottement » généralisée pour les pays en voie de développement due à l'incapacité des changes flottants à garantir des politiques monétaires autonomes et à stabiliser les chocs économiques.

Selon Mishkin (2003), le régime du taux de change flottant est mieux à même de protéger l'économie contre les chocs réels. Cependant, de nombreuses études (Dornbush [2001] et Calvo et Reinhart [2000, 2002]) montrent en effet que les changes flottants ne parviennent pas à amortir les chocs que subissent les pays en voie de développement; ils avaient même tendance à les amplifier. Ce paradoxe tient essentiellement à l'incapacité de ces pays à emprunter dans leur propre monnaie, quelque soit la rigueur de la politique économique. Haussmann et Aali (1999), ont montré, en Amérique latine, une hausse du taux d'intérêt américain se répercute aussi bien sur les pays à taux de change flottant que les pays à taux de change fixe. D'autant plus, le flottement du taux de change dans un contexte aussi instable

que les pays en voie de développement risque de se transformer en une volatilité plus importante que dans les pays développés.

Comme dans ces pays les marchés à terme ne sont pas très développés, voire absents, les autorités monétaires devraient fournir une couverture informelle en maintenant le taux de change stable à court et à moyen terme. Par ailleurs, la rigidité des prix fait que cette volatilité se traduit par une volatilité du taux de change réel qui a des effets négatifs sur le niveau de production.

Pour toutes ces raisons expliquées antérieurement, très peu de pays en voie de développement laissaient flotter leur taux de change, et parmi ceux qui se déclaraient en flottement, ne renoncent pas à la gestion mais ils renoncent à l'afficher pour empêcher les spéculateurs à avoir une cible à attaquer.

Cette réticence des pays en voie de développement à annoncer la règle de gestion régissant leurs politiques du taux de change peut être aussi expliquée par une peur de gestion. Les autorités monétaires évitent d'annoncer les objectifs de change pour éviter le déclenchement des anticipations des agents qui peuvent les contrecarrer.

Ces anticipations peuvent s'auto-réaliser et provoquer l'abandon de ces régimes.

(b) La peur de l'appréciation et de la dépréciation

Gérer le taux de change consiste à arbitrer entre l'objectif de l'inflation et de la compétitivité ce qui se traduit respectivement par une peur de dépréciation et d'appréciation.

Quand la compétitivité est un objectif primordial pour les pays émergents, les autorités monétaires doivent surveiller aussi bien le taux de change nominal que le taux de change réel. Une dépréciation du taux de change nominal dans la cadre d'une politique de bande glissante, et ou de parité rampante pourrait avoir une arme à double tranchant.

Si l'autorité monétaire privilégie la compétitivité, alors cette dépréciation devrait accommoder le différentiel entre l'inflation passée du pays concerné et l'inflation étranger.

Le but de cette politique est d'empêcher une surévaluation du taux de change réel et donc une perte de compétitivité qui se traduit par de larges déficits courants. Par ailleurs, le flux massif de capitaux étrangers vers quelques pays étrangers conduisant à une appréciation du taux de change et d'une perte de compétitivité, amène souvent les autorités monétaires à intervenir.

La peur d'appréciation de la monnaie qui motive les autorités à intervenir pour déprécier leurs monnaies pourrait ne pas être bénéfique en terme d'inflation. La dépréciation de la monnaie pourrait se transmettre au prix et engendrer une inflation. Lorsque le taux de change est dévalué régulièrement pour compenser les écarts d'inflation, cela peut conduire à un processus d'inflation importée, qui impose une nouvelle dépréciation, etc. Dès lors, une inflation- dépréciation se met en alors en place ce qui peut déboucher sur une inflation voire une hyperinflation.

Particulièrement chez les pays en voie développement ayant une politique monétaire non crédible et un passé inflationniste, cette transmission est plus importante.

C'est pour éviter l'inflation que les autorités monétaires craignent la dépréciation continue et fréquente de leur monnaie. Une bonne politique de change est celle qui alterne les deux objectifs d'inflation et de compétitivité. Les pays qui ont réussi à maintenir ces régimes sans crise sont ceux qui ont conduit une gestion flexible en jouant sur le taux de glissement et en modifiant la parité centrale quand nécessaire.

(c) Les motifs de la dévaluation

Rappelons que la dérive dans un modèle de marche aléatoire doit traduire une dévaluation continue du taux de change. Voyons pourquoi ces pays, même parmi ceux qui adoptaient un régime du flottement géré dévaluaient leur monnaie d'une manière continue?

Comme on l'a expliqué dans la section précédente, les pays émergents étaient confrontés à deux contraintes : le déficit de la balance commerciale et une inflation assez élevée, qui conduisaient à une permanente dévaluation de leur monnaie. En proie à une inflation, voire à

une hyperinflation les pays en voie de développement dévaluaient leur monnaie pour préserver la compétitivité tout en ayant comme objectif implicite d'assurer la stabilité du taux de change réel. Cette dévaluation pourrait avoir lieu dans le cadre de trois politiques. Elle peut ne pas être pré annoncée tel que le régime de flottement géré; les autorités monétaires peuvent avoir un objectif concerté celui de l'ancrage réel par rapport à une forte monnaie.

Elle peut être annoncée dans le cadre de « crawling peg » : c'est à dire des systèmes d'ancrage de la monnaie à une ou à un panier de devises fortes avec un taux de dépréciation fixe et la plupart du temps des bandes étroites de fluctuation. Le fait que le taux de dévaluation était pré annoncé par les autorités a accentué la hausse des taux d'inflation, chose qui a conduit ces pays à opter pour le taux de change avec bande glissante passive.

Elle peut aussi prendre la forme de bande glissante. En général, c'est lorsque la politique de « crawling peg » devient insoutenable en déclenchant des anticipations inflationnistes que certains pays optent pour les bandes glissantes. Il s'agit de permettre une certaine flexibilité à l'intérieur de certaines marges de fluctuation autour d'une parité centrale qui est ajustée périodiquement à un taux fixe annoncé au préalable ou en réponse aux variations de certains indicateurs quantitatifs.

En se rapportant à la théorie de Balassa-Samuelson, on pourrait mieux appréhender la dévaluation continue de la monnaie nationale de ces pays. Selon cette théorie, la parité du pouvoir d'achat relative n'est pas applicable dans le contexte des pays émergents étant donné que leurs productivités augmentent relativement plus vite que les pays développés. On enregistre par conséquent une inflation relativement plus élevée dans ces pays ce qui les conduit à dévaluer constamment leurs monnaies.

3.3 Régimes intermédiaires et marche aléatoire avec dérive

Un des traits des régimes intermédiaires réside dans le fait que les gouvernements qui les adoptent peuvent ajuster le taux de change selon ses objectifs concertés tout en tenant compte des circonstances économiques. Il s'agit d'un régime du taux de change fixe mais ajustable.

Étant donné leurs passés inflationnistes, pour préserver leurs compétitivités ces pays n'avaient d'autres choix que dévaluer leurs monnaies.

En générale et dans la littérature économique, on a essayé de modéliser le taux de change soit par des modèles structurels, ou des modèles autorégressifs (AR), ou des modèles de type ARCH « Autoregressive Conditional Heteroscedasticity » ou GARCH « Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity ».

Les derniers modèles de Type ARCH et GARCH sont les plus adaptés aux séries du taux de change de haute volatilité et donc se caractérisant par une variance conditionnelle qui varie dans le temps.

Donc, ces modèles ne peuvent traduire que l'évolution du taux de change dans le cadre de régime purement flottant. Or, ceci n'est pas le cas des pays en voie de développement qui ont opté pour des régimes quasi-fixes. Ceci nous a écarté l'idée de modéliser le taux de change par ces types de modèles.

Quant au modèle structurel, il nous a semblé que ce type de modèle est plus approprié plutôt dans le cadre des régimes de flottement pur où le taux de change est régi par les forces du marché. De surcroît un modèle structurel donnerait ce que devrait être le taux de change et non pas ce qu'il est puisque dans ce cas il devrait refléter ces fondamentaux.

Meese et Rogoff (1987), ont montré qu'un simple modèle de marche aléatoire supplante les autres modèles de type structurel ou ARMA par son pouvoir prédictif hors échantillonnage⁷. En se basant sur ceci, il nous a semblé que l'ajout de la dérive dans le contexte de dévaluation continue de la monnaie traduirait le mieux la dynamique du taux de change en régimes intermédiaires. Ainsi le taux de change anticipé serait celui du passé auquel on rajoute le taux de dévaluation passé.

⁷ Les critères hors échantillonnage sont : la moyenne de l'erreur « mean error », moyenne de la valeur absolue de l'erreur « mean absolute error » et la racine carrée de la valeur absolue de la moyenne de l'erreur « root mean square error ».

3.4 Tests de stationnarité

Pour tester la stationnarité des séries de variation de taux de change aléatoire on procédera par le test de Dickey-Fuller (1979) «Augmented Dickey-Fuller» (ADF) qui consiste à tester la significativité de β dans l'équation suivante :

$$\Delta e_t = a + \beta e_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t$$

Δ = *variation* ; e : représente le taux de change nominal effectif et défini selon ; p : le nombre de retard⁸; ε_t le terme d'erreur. Si on ne rejette pas l'hypothèse nulle ($\beta = 0$) alors la série du taux de change est non stationnaire et suit une marche aléatoire avec dérive. La dévaluation anticipée serait : $\Delta e_t = a + \sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i \Delta e_{t-i}$. La différence entre la variation observée et la valeur anticipée représentera la variation de dévaluation non anticipée. Une fois la dévaluation anticipée et celle non anticipée sont identifiées, on remplacera ses deux valeurs dans la deuxième régression de la variation du prix. Les résultats⁹ de ce test répartissent les pays en deux groupes : un groupe dont leurs séries temporelles de la variation du taux de change sont stationnaires avec un nombre de retard nul, et un autre dont le nombre de retard est strictement supérieur à zéro. Dès lors nous aurons deux types de modèle à estimer.

⁸ Le nombre de retard est déterminé selon le critère d'Akaike.

⁹ Les résultats de ce test pour chaque pays de l'échantillon sont dans l'Annexe B.

CHAPITRE IV

METHODOLOGIE EMPIRIQUE ET ESTIMATION

Dans les chapitres précédents, nous avons étayé notre choix pour la marche aléatoire avec dérive comme équation d'anticipation rationnelle et nous avons exposé notre modèle théorique nous permettant d'exhiber nos prédictions attendues signalées au départ.

Quant à notre modèle empirique, il a été inspiré de Mishkin (1983), où il distingue statistiquement entre l'impact des politiques économiques anticipées versus non anticipées sur l'activité économique tout en supposant que les anticipations sont rationnelles. En revanche, nous n'allons pas emprunter sa méthode d'estimation celle de « *Full Information maximum Likelihood* ». Notre méthode d'estimation sera celle des doubles moindres carrés. Cette méthode pose une nuisance générée par le problème de nuisance posé par « *generated regressors* ». Elle fournit des estimateurs convergents, mais l'inférence est invalide. Pour valider l'inférence une correction de la matrice variance covariance est nécessaire. Rappelons que toute l'estimation et la programmation (Annexe B) nous permettant de corriger la matrice variance covariance se sont effectuées à l'aide du logiciel e-views.

4.1 Modèle empirique

Rappelons tout d'abord qu'en effectuant les tests de (DFA) des séries temporelles du taux de change en niveau, il en est ressorti deux types de résultats. Un premier groupe dont les séries temporelles de la variation du taux de change sont stationnaires pour un nombre retard, déterminée par le critère d'Akaike, non nul. La dévaluation anticipée serait la constante plus des retards des variations du taux change passés. Dans la régression de la variation de l'indice de prix à la consommation, les variables explicatives seraient les variations du taux de change anticipées et non anticipées. Notre objectif est d'estimer les coefficients relatifs aux variations retardées des dévaluations anticipées et celles des dévaluations non anticipées-

illustrées par le terme d'erreur- provenant de l'équation d'anticipation et de vérifier si l'impact des dévaluations non anticipées sur la variation future du prix est plus significatif. Un deuxième groupe dont la série de la variation du taux de change est stationnaire sans aucun retard. Donc la variation anticipée du taux de change serait illustrée seulement par la constante. Il n'y'a peu d'incertitude autours de la dérive. Désormais, dans la régression du prix on aurait seulement les variations retardées du taux de change non anticipé qui sont illustrées par le terme d'erreur. Dans le premier groupe nous retrouvons : l'Afrique du Sud, la Colombie, le Costa Rica, les Philippines, Le Sri Lanka. Dans le deuxième groupe, nous retrouvons : la Grèce, l'Inde, la Tunisie et la Turquie.

Comme on vient de le mentionner, notre modèle économétrique est inspiré de celui de Mishkin (1983). Il a poursuivi l'approche des anticipations rationnelles pour l'estimation des modèles largement débattus dans la littérature financière et macroéconomique. Ces modèles permettent de distinguer l'impact des effets anticipés versus non anticipés des variables. En adaptant sa méthodologie, nous aurons deux types de modèles à anticiper. Chaque modèle est composé d'une équation d'anticipation nous permettant de scinder le taux de change en composantes anticipées et non anticipées, et d'une équation de la variation de l'indice des prix ayant comme variables explicatives les variations du taux de change anticipées et /ou non anticipées. Le premier modèle (1) correspondant au premier groupe de pays sera ainsi :

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta e_t = a + \sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t \\ \Delta cpi_{t+1} = \chi_t + \sum_{i=0}^N \beta_i (\Delta e_{t-i} - \Delta e_{t-i}^e) + \sum_{i=0}^N \delta_i \Delta e_{t-i}^e + e_t \\ \text{où, } \Delta e_t^e = a + \sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i \Delta e_{t-i}, \chi_t : \text{constante ou autre variable exogène} \\ \text{explicative ne comprenant pas de retard} \end{array} \right.$$

Nous commençons par tester la significativité de chaque coefficient relatif à chaque variable anticipée et celle non anticipée. Si le test de *Student* révèle que seuls les coefficients (δ_i) sont significatifs alors notre théorie est confirmée empiriquement, à savoir qu'une dévaluation non anticipée a un impact significatif sur la variation de prix. Si le test de *Student* révèle qu'aussi bien les coefficients (β_i) et (δ_i) sont statistiquement significatifs, nous testerons la significativité des coefficients cumulés relatifs aux variables anticipées et non anticipées. Notre hypothèse nulle est $H_0: \sum_{i=0}^N \beta_i = \sum_{i=0}^N \delta_i$, L'hypothèse alternative $H_a: \sum_{i=0}^N \beta_i < \sum_{i=0}^N \delta_i$. Si l'hypothèse nulle est rejetée, donc notre théorie a été confirmée empiriquement, c'est-à-dire une fois que la dévaluation est anticipée, la réaction du prix devancerait celle de la dévaluation effective. Pour la mise en évidence empirique nous n'avons pas fait recours à ce test puisque ce cas de figure ne s'est pas présenté lors des estimations.

Le modèle (2) à estimer correspondant au deuxième groupe serait le suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta e_t = a + \varepsilon_t \\ \Delta cpi_{t+1} = \chi_t + \sum_{i=0}^N (\Delta e_t - \Delta e_{t-i}^e) \delta_i + e_t \\ \text{où, } \Delta e_t^e = a, \text{ où } \chi_t : \text{constante ou autre variable exogène} \\ \text{explicative ne comprenant pas de retard} \end{array} \right\}$$

Pour ce type de modèle nous allons tester la significativité des coefficients relatifs aux chocs de dévaluation. Notre hypothèse nulle est $H_0: \delta_i = 0$, l'hypothèse alternative $H_a: \delta_i \neq 0$.

Selon Mishkin (1983), il existe trois différentes méthodes pour l'estimation. la méthode de FIML « *Full-information-maximum likelihood* », la méthode de *joint non linear procedure* et la méthode des doubles moindres carrés; dite aussi le méthode des moindres carrés en deux étapes.

Voyons quelle méthode d'estimation nous avons emprunté pour estimer les deux types de systèmes expliqués ci-dessus?

4.2 Estimation

D'après Mishkin (1983), les méthodes d'estimation les plus robustes sont celle « *Full-information-maximum likelihood* » et « *joint non linear procedure* ». En revanche, il a critiqué la méthode des doubles moindres carrées utilisée par Barro (1975) pour deux raisons : une s'attachant à la validité de l'inférence et l'autre inhérente à la conception du modèle. Tout d'abord, cette méthode fournit des estimateurs convergents mais des écart-type non convergents, et donc l'inférence est invalide. En plus, elle ne tient pas compte de l'incertitude autour des estimateurs provenant de la première équation. Pagan (1984, 1986) a montré comment on corrige la matrice variance covariance fournie par la méthode des doubles moindres carrés pour valider l'inférence. Par ailleurs, il a précisé que cette correction n'est utile que si les estimateurs sont significatifs puisque dans ce cas de figure il n'y a pas de renversement de résultats. En ce qui a trait à notre démarche économétrique nous nous sommes inspirés des modèles de Pagan (1984, 1986) pour la mise en évidence empirique.

Nous avons procédé en quatre étapes. En première étape nous avons effectué les tests de DFA sur les séries temporelles du taux de change en se basant sur le critère d'information d'Akaike et en incluant dans l'équation de ces tests une constante. En deuxième étape nous avons estimé la régression de la variation du taux de change, supposée suivre une marche aléatoire avec dérive, par la méthode des moindres carrés ordinaires. La troisième étape consiste à récupérer les variations anticipées et non anticipées du taux de change et les régresser sur la variation de l'indice de prix à la consommation. On estime cette régression par la méthode des moindres carrés ordinaires. La quatrième et la dernière étape consiste à développer le programme nous permettant d'avoir les vraies valeurs-p. La correction de la matrice variance covariance a été effectuée pour tous les pays sauf pour la Colombie et le Costa Rica, pour lesquels ni l'impact de la dévaluation anticipée ni celui de la dévaluation non anticipée n'est statistiquement significatif.

Toutefois, avant d'entamer l'estimation du modèle, une étape primordiale s'imposait était de vérifier l'ordre d'intégration des séries temporelles de l'indice de prix à la consommation. A cette fin nous avons effectué les tests de DFA en nous basant sur le critère d'information d'Akaike et en incluant dans l'équation de ces tests une constante ou une constante et un terme de tendance. Les résultats de ces tests ont indiqué que les variables sont stationnaires en première différence, donc intégrées d'ordre 1. Aussi, toutes les variables utilisées lors des estimations sont en logarithme.

Première étape : test de DFA : $\Delta e_t = a + \beta e_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t$.

Deuxième étape : si la série temporelle du taux de change est non stationnaire, nous estimons

le modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires: $\Delta e_t = a + \sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i \Delta e_{t-i} + \eta_t$

Troisième étape : récupérer la dévaluation anticipée, $\Delta e_t^e = \hat{a} + \sum_{i=1}^{i=p} \hat{\lambda}_i \Delta e_{t-i}$, et la

dévaluation non anticipée $\hat{\eta}_t = \Delta e_t - \Delta e_t^e$. Estimer la régression suivante par la méthode des

moindres carrés ordinaires : $\Delta cpi_{t+1} = cpi_{t+1} - cpi_t = \chi_t + \sum_{i=0}^N \beta_i (\Delta e_{t-i} - \Delta \hat{e}_{t-i}) + \sum_{i=0}^N \delta_i \Delta \hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t$

Troisième étape : corriger la matrice variance covariance pour valider l'inférence.

4.3 Validation de l'inférence :

Nous allons expliquer pourquoi l'inférence procurée par la méthode des doubles moindres carrés est invalide et comment doit-on corriger la matrice variance-covariance pour éluder au problème de nuisance créée par la présence de « *generated regressors* »

En reprenant exactement le modèle 5 de Pagan (1984) on aura ce système d'équation :

$$\Delta e_t = a + \sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i \Delta e_{t-i} + \eta_t = z_t^* + \eta_t \dots \dots \dots (4.1)$$

$$\Delta cpi_t = \chi_t + \sum_{i=0}^N \beta_i (\Delta e_{t-i} - z_t^*) + \sum_{i=0}^N \delta_i z_t^* + \varepsilon_t \dots \dots \dots (4.2)$$

Pour alléger la présentation on supposera que $N=3^{10}$. Soient, $\hat{z}_t = \hat{a} + \sum_{i=1}^{i=p} \hat{\lambda}_i \Delta e_{t-i} = \hat{w}_t$,

$$\hat{z}_{t-1} = \hat{a} + \sum_{i=1}^{i=p} \hat{\lambda}_i \Delta e_{t-i-1} = \hat{w}_{t-1}, \hat{z}_{t-2} = \hat{a} + \sum_{i=1}^{i=p} \hat{\lambda}_i \Delta e_{t-i-2} = \hat{w}_{t-2}$$

En combinant ces deux équations et en remplaçant z^* par $\hat{z} + \hat{\eta} - \eta$ dans l'expression précédente on obtient l'équation suivante finale à estimer :

$$\Delta cpi_{t+1} = \chi_t + \delta_1 \hat{z}_t + \delta_2 \hat{z}_{t-1} + \delta_3 \hat{z}_{t-2} + \gamma_1 \hat{\eta}_t + \gamma_2 \hat{\eta}_{t-1} + \gamma_3 \hat{\eta}_{t-2} + (\gamma_1 - \delta_1)(\eta_t - \hat{\eta}_t) + (\gamma_2 - \delta_2)(\eta_{t-1} - \hat{\eta}_{t-1}) + (\gamma_3 - \delta_3)(\eta_{t-2} - \hat{\eta}_{t-2}) + e_t \quad (4.3)$$

Désormais le vrai terme d'erreur de l'équation est :

$$\mu = (\gamma_1 - \delta_1)(\eta_t - \hat{\eta}_t) + (\gamma_2 - \delta_2)(\eta_{t-1} - \hat{\eta}_{t-1}) + (\gamma_3 - \delta_3)(\eta_{t-2} - \hat{\eta}_{t-2}) + e_t$$

L'équation d'intérêt devient :

$$\Delta cpi_{t+1} = \chi_t + \delta_1 \hat{z}_t + \delta_2 \hat{z}_{t-1} + \delta_3 \hat{z}_{t-2} + \gamma_1 \hat{\eta}_t + \gamma_2 \hat{\eta}_{t-1} + \gamma_3 \hat{\eta}_{t-2} + \mu_t \quad (4.4)$$

D'après Pagan (1984,1986), la matrice variance covariance de μ serait la suivante :

$E(\mu\mu') = \sigma_e^2 I + \sigma_\eta^2 SS'$, où σ_e^2 : la variance de l'erreur de l'équation d'anticipation; σ_η^2 : la variance l'équation (4.2). et

$$S = w_t (w_t' w_t)^{-1} w_t' (\gamma_1 - \delta_1) + w_{t-1} (w_{t-1}' w_{t-1})^{-1} w_{t-1}' (\gamma_2 - \delta_2) + w_{t-2} (w_{t-2}' w_{t-2})^{-1} w_{t-2}' (\gamma_3 - \delta_3)$$

$$\text{Avec } \hat{z} = \hat{a} + \sum_{i=1}^{i=p} \hat{\lambda}_i \Delta e_{t-i} = \hat{w}_t, \hat{z}_{-1} = \hat{a} + \sum_{i=1}^{i=p} \hat{\lambda}_i \Delta e_{t-i-1} = \hat{w}_{t-1}, \hat{z}_{-2} = \hat{a} + \sum_{i=1}^{i=p} \hat{\lambda}_i \Delta e_{t-i-2} = \hat{w}_{t-2}$$

¹⁰ On a choisi de choisir $N=3$ car en effectuant les tests le nombre de retard maximal est égal à 3

La matrice variance covariance de l'erreur μ est non sphérique, alors l'écart type des estimateurs des moindres carrés ordinaire serait différent de la vraie valeur procurée par la méthode de FIML.

Si on se fie à la méthode des doubles moindres carrés, la variance des estimateurs serait $\sigma_e^2 (\Phi' \Phi)^{-1}$, sachant que $\Phi = (\chi_t : \hat{z}_t : \hat{z}_{t-1} : \hat{z}_{t-2} : \hat{\eta}_t : \hat{\eta}_{t-1} : \hat{\eta}_{t-2})$ est la matrice des variables explicatives comprenant bien entendu les variables construites anticipées et non anticipées. Or d'après les développements faits ci-dessus, et étant donné $V = E(\mu\mu')$ la valeur exacte de l'écart type serait $(\Phi' \Phi)^{-1} \Phi' V \Phi (\Phi' \Phi)^{-1}$. Pagan a montré que l'écart type dérivé de la méthode des moindres carrés ordinaires appliquée sur l'équation en question est inférieur ou égal à la valeur corrigée.

$$(\Phi' \Phi)^{-1} \Phi' V \Phi (\Phi' \Phi)^{-1} = \sigma_e^2 (\Phi' \Phi)^{-1} + (\Phi' \Phi)^{-1} \Phi' (\sigma_\eta^2 SS') \Phi (\Phi' \Phi)^{-1}$$

$$\text{-----} \geq \sigma_e^2 (\Phi' \Phi)^{-1}$$

Par conséquent et pour les mêmes raisons expliquées dans le paragraphe précédent, la statistique *Student T* provenant directement de la méthode des doubles moindres carrés est surestimé. Donc si suite à l'estimation l'hypothèse nulle n'est pas rejetée, en corrigeant la matrice variance covariance, il y'aura pas de renversement de résultats. En revanche, la correction est nécessaire si on rejette l'hypothèse nulle. En transposant ces résultats sur notre modèle, une programmation moyennant e-views nous permettant d'avoir les vraies valeur- p est nécessaire si et seulement si les estimateurs sont statistiquement significatifs. Parmi les pays du premier groupe, nous n'avons pas effectué de programmation que pour la Colombie et les Philippines. Evidemment, c'est parce qu'aucun coefficient relatif à la variable explicative n'était significatif.

On vient de montrer la vraie valeur de la matrice variance covariance correspondant au premier modèle. Qu'est-il pour le deuxième modèle? Ce système de modèle a été évoqué dans le deuxième article de Pagan (1986). Dans cet article, il a rajouté quelques précisions et

clarification et a cherché de fournir une règle générale permettant de valider l'inférence. L'équation dérivée du modèle (2) à estimer est la suivante :

$$\Delta cpi_{t+1} = \theta x_t + \sum_{i=0}^N (\Delta e_{t-i} - a) \gamma_i + e_t \quad (4.5)$$

Comme le nombre de retard est nul, la variation du taux de change anticipée ne serait présentée que par la constante, \hat{a} lequel est estimé par la méthode des moindres carré ordinaires. Dans notre régression du prix il y aurait seulement les retards des dévaluations non anticipées. x_t , pourrait être soit une constante, soit une autre variable exogène (ne comprenant pas de retard de la variable Δe_t). En ce qui concerne notre modèle, x_t est une constante. En analysant ce modèle, Pagan (1986) a distingué trois différents cas :

- (a) Si $N=0$ alors $V(\gamma_0)$, la variance covariance de γ_0 , est asymptotiquement convergente.
- (b) Si $N \neq 0$, $V(\gamma_i)$ ($i=1, \dots, N$) ne converge que si et seulement si le nombre de retards des variables explicatives de l'équation d'anticipation (p) est strictement supérieur au nombre des retards de variables explicatives dans l'équation d'anticipation (N); sinon elle est non convergente.
- (c) $V(\phi)$ est généralement supérieur à la matrice variance covariance procurée par la méthode FIML, où $\phi' = (\theta', \gamma', \sigma_e^2)$.

D'après ces trois constats de Pagan (1986), nous avons pu constater la nécessité de corriger la matrice variance –covariance dans le cadre de notre modèle (2). Tout d'abord, notre modèle est différent du premier cas car dans la régression de la variation de l'indice de prix à la consommation figure des variables passées de la dévaluation non anticipée et N serait différent de zéro. D'autant plus, N serait toujours supérieur à $p=0$ (le nombre de retard dans l'équation d'anticipation). Ceci a été mentionné dans le deuxième cas et Pagan (1986) a précisé que dans ce cas de figure la variance des estimateurs n'est pas optimale. Nous avons

alors procédé de la même manière que le modèle (1) pour avoir les vraies valeurs des variances relatives aux coefficients des variables non anticipée. Nous allons refaire exactement les mêmes équations du modèle (1), sauf que les coefficients relatifs aux variables anticipées sont nuls. L'équation (4.3) du modèle (1) devient :

$$\Delta cpi_{t+1} = \chi_t + \gamma_1 \hat{\eta}_t + \gamma_2 \hat{\eta}_{t-1} + \gamma_3 \hat{\eta}_{t-2} + \gamma_1 (\eta_t - \hat{\eta}_t) + \gamma_2 (\eta_{t-1} - \hat{\eta}_{t-1}) + \gamma_3 (\eta_{t-2} - \hat{\eta}_{t-2}) + e_t \quad (4.6)$$

Désormais le vrai terme d'erreur de l'équation (4.6) est :

$$\mu = \gamma_1 (\eta_t - \hat{\eta}_t) + \gamma_2 (\eta_{t-1} - \hat{\eta}_{t-1}) + \gamma_3 (\eta_{t-2} - \hat{\eta}_{t-2}) + e_t$$

La matrice variance covariance du terme de l'erreur μ serait la même que le modèle (1)

$$V = E(\mu\mu') = \sigma_e^2 I + \sigma_\eta^2 SS' \text{ mais l'expression de S serait:}$$

$$S = I_t \left(I_t' I_t \right)^{-1} I_t' \gamma_1 + I_{t-1} \left(I_t' I_t \right)^{-1} I_t' \gamma_2 + I_{t-2} \left(I_t' I_t \right)^{-1} I_t' \gamma_3 . \text{La matrice variance covariance}$$

serait toujours $(\Phi' \Phi)^{-1} \Phi' V \Phi (\Phi' \Phi)$ avec $\Phi = (\chi_t : \hat{\eta}_t : \hat{\eta}_{t-1} : \hat{\eta}_{t-2})$

4.4 Analyse des résultats

Avant d'analyser les résultats rappelons brièvement les différentes variables constituant notre base de données. Nous utilisons des données trimestrielles du taux de change nominal effectif construites par Bahmani (2000) (voir 3.1). Notre période d'étude s'étend du premier trimestre 1971 au troisième trimestre 1997. Dans notre spécification empirique, l'indice de prix à la consommation est retenu comme un indicateur du niveau général du prix. Les données trimestrielles de l'indice de prix à la consommation et du produit intérieur brut ont été tirées des « *Statistiques Financières Internationales* ». Nous n'avons pu rajouter parmi les variables explicatives dans la régression du prix le produit intérieur brut domestique pour tous les pays vu sa disponibilité pendant une très courte période. La difficulté d'identifier le partenaire majeur dans la balance courante de chaque pays tout au long de la période d'estimation nous a contraint à ne pas introduire le revenu étranger parmi les variables explicatives.

Comme nous l'avons indiqué auparavant, l'étude empirique qui a été faite dans le cadre de ce mémoire a débouché sur deux sortes de résultats. Un premier groupe de pays dont les

régressions de la variation de l'indice de prix à la consommation comprennent les variations retardées anticipées et celles non anticipées du taux de change. Un deuxième groupe dont les régressions de la variation de l'indice de prix à la consommation ne comprennent que les variations retardées non anticipées du taux de change. La régression du premier groupe se présente ainsi : $\Delta cpi_{t+1} = cpi_{t+1} - cpi_t = \chi_t + \sum_{i=0}^N \beta_i (\Delta e_{t-i} - \Delta \hat{e}_{t-i}) + \sum_{i=0}^N \delta_i \Delta \hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t$.

La régression du deuxième groupe sera la suivante :

$$\Delta cpi_{t+1} = cpi_{t+1} - cpi_t = \chi_t + \sum_{i=0}^N \beta_i (\Delta e_{t-i} - \Delta \hat{e}_{t-i}) + \varepsilon_t$$

Dans ce qui suit : la variation passée de dévaluation anticipée sera illustrée par la variable (dltnf), la variation passée de la dévaluation non anticipée sera présentée par la variable (resid), la variation du produit intérieur brut domestique sera illustrée par la variable (dlgdp).

Nous regroupons les résultats de l'estimation de l'équation du prix selon leurs groupes dans le tableau (4.1) ci-dessous.

Tableau 4.1
Résumé des résultats des estimations

	Résultats des tests de la significativité de la régression de l'Indice de Prix à la Consommation	
	Au moins un des coefficients est significatif	Aucun coefficient n'est significatif
Groupe1 $\Delta e_t = a + \sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t$	Afrique du Sud, Costa Rica, Sri Lanka	Colombie, Philippines
Groupe2 $\Delta e_t = a + \varepsilon_t$	Grèce, Inde, Tunisie, Turquie	

4.4.1 Interprétation des résultats empiriques des pays du premier groupe

Dans le premier groupe, notre théorie a été confirmée pour tous les pays sauf pour la Colombie et les Philippines. Comme ni les dévaluations passées anticipées ni celles non anticipées n'ont d'impact significatif sur la variation courante du prix, la correction de la matrice variance covariance n'est pas nécessaire pour ces deux pays. Commençons tout d'abord par l'étude de ces deux pays.

- La Colombie :

En examinant l'historique des régimes de taux de change de la Colombie, on devrait s'attendre à ce que l'inflation soit fortement corrélée à la dévaluation du taux de change. Or, d'après les résultats des estimations, aucune des dévaluations anticipée¹¹ et non anticipée¹² n'est significative.

Comme il a été mentionné par Gharbi (2005), la Colombie illustre bien le danger d'une gestion qui a privilégié l'objectif de la compétitivité en dépit de l'inflation. D'autant plus, ce pays a souffert d'un cercle vicieux d'inflation et de dépréciation. Formellement, la Colombie a maintenu un régime de parité rampante pour une période assez longue de (1967 à 1991). Le glissement du taux de change avait pour objectif de préserver la compétitivité en indexant le taux de change nominal au différentiel de l'inflation. A partir des années 90, il y'a eu une entrée massive des capitaux ce qui a nécessité des interventions massives sur le marché de change.

Dès lors, le maintien du régime de la parité rampante est devenu très coûteux et la Colombie a abandonné ce régime pour les bandes glissantes. Le taux de glissement (dévaluation) était calculé de manière à maintenir le taux de change réel constant si l'objectif d'inflation annoncé par la banque centrale est atteint. Le taux est annoncé pour une année à l'avance et a

¹¹ Dans la suite des estimations, la dévaluation anticipée serait représentée par « $dltcnf$ »

¹² Dans la suite des estimations, la dévaluation non anticipée, le choc de la dévaluation, serait représentée par « $resid$ »

(*) Coefficient non significatif à 5%.

été parfois maintenu constant pour des périodes plus longues. Cette rigidité du taux de glissement à l'évolution de l'inflation n'a fait que déclencher les anticipations inflationniste et donc entretenir une inflation assez élevée. La persistance d'une inflation élevée a remis en cause la soutenabilité du régime de change et a forcé les autorités d'abandonner le régime de bande et de laisser flotter leur monnaie.

Bien que la Colombie soit un cas illustratif d'un pays qui a souffert d'une inflation exacerbée par la dévaluation fréquente de son taux de change, les résultats de nos estimations n'ont pas corroboré notre théorie. Ceci pourrait être dû à la non fiabilité des données ou à la mauvaise spécification du modèle.

Bien que nous ayons rajouté parmi les variables explicatives la variation du PIB des Etats-Unis, le pouvoir prédictif du modèle ne s'est pas amélioré. Nous n'avons pas rajouté le PIB de la Colombie, comme indiqué dans notre modèle théorique, car il n'est disponible qu'à partir de 1994. Et donc ceci raccourcit les données et réduit la robustesse de l'estimation. La non corrélation de la variation du prix et de la dévaluation de la monnaie pourrait être aussi expliqué par la dominance du marché informel.

Tableau 4.2
Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour la Colombie

Variable	Coefficient	Ecart-type	StatistiqueT	Valeur-p
C	0.050075	0.005496	9.111769	0.0000
DLTCNF	-0.326809	0.362894	-0.900562	0.3701
DLTCNF(-1)	0.200203	0.296177	0.675957	0.5007
RESID	0.044215	0.056851	0.777732	0.4387
RESID(-1)	0.118667	0.107362	1.105292	0.2719
DLUSA	-0.367915	0.151089	-2.435088	0.0168

- Les Philippines :

Bien que les philippines aient souffert d'une inflation accrue et d'une dévaluation continue de sa monnaie, les résultats des estimations ont révélé l'absence de corrélation entre l'indice de prix à la consommation et la dévaluation. Ceci pourrait être expliqué par la dualité de son

marché de change et par la présence dominante du marché parallèle du taux de change. Nous avons pu remarquer cela à partir de la classification de Reinhart et de Rogoff (2002).

Tableau 4.3
Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour les philippines

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur-p
C	0.025177	0.004341	5.800321	0.0000
RESID	0.020147	0.039331	0.512253	0.6096
DLTCNF	0.053747	0.143454	0.374666	0.7087

- L'Afrique du Sud :

Conformément à notre théorie, le prix courant réagit suite à un choc de dévaluation (non anticipée) survenu trois mois avant (resid). En revanche, l'effet de la dévaluation anticipée sur l'indice de prix à la consommation n'est pas significatif.

Tableau 4.4
Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour l'Afrique du Sud

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur-p	Valeur-p ¹⁴ (Corrigée)
C	0.026326	0.002965	8.878054	0.0000	1.08640306063e-05
DLTCNF	-0.059535	0.059786	-0.995813	0.3220	0.281475229929
DLTCNF(-1)	-0.087445	0.053472	-1.635346	0.1055	0.0914252848461
RESID	-0.037786	0.017948	-2.105311	0.0381	0.0380904581435*
RESID(-1)	-0.005793	0.019374	-0.298994	0.7656	0.765338409702

- Le Costa Rica :

D'après les vraies valeurs-p, le prix ne réagit que suite à une dévaluation non anticipée survenue neuf mois auparavant (resid02 (-2)). Aucune dévaluation anticipée retardée n'a d'impact significatif sur le prix courant. Comparé à l'Afrique du Sud il semble que les prix sont plus rigides au Costa Rica; le prix courant réagit suite à un choc de dévaluation survenu neuf mois avant, et seulement trois mois avant pour l'Afrique du Sud.

Tableau 4.5
Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour le Costa Rica

Variables	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur-p	Valeur -p (corrigée)
C	0.017196	0.005916	2.906885	0.0047	0.178000
RESID	-0.077174	0.025209	-3.061407	0.0030	0.767559
RESID(-1)	-0.083477	0.027188	-3.070364	0.0029	0.477142
RESID(-2)	-0.204141	0.027918	-7.312197	0.0000	1.53E-06*
DLTCNF	-0.081099	0.076319	-1.062626	0.2911	0.787945
DLTCNF(-1)	-0.202624	0.126500	-1.601767	0.1131	0.773359
DLTCNF(-2)	-0.228097	0.039115	-5.831398	0.0000	0.054352

- Le Sri Lanka :

Conformément à notre théorie qui stipule que l'impact de la dévaluation non anticipée devrait être plus significatif sur la variation du prix; seule la dévaluation non anticipée, survenue trois mois avant (resid02) est significative.

Tableau 4.6
Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour le Sri Lanka

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur -p	Valeur -p (Corrigée)
C	0.023658	0.008303	2.849140	0.0054	0.00135068825745
DLTCNF	-0.072879	0.271053	-0.268873	0.7886	0.74491822016
DLTCNF(-1)	-0.027503	0.067988	-0.404522	0.6867	0.718377522322
RESID	-0.057722	0.027905	-2.068561	0.0413	0.0410356619247 *
RESID(-1)	-0.022987	0.110939	-0.207206	0.8363	0.791473330386

4.4.2 Interprétation des résultats empiriques des pays du deuxième groupe

Sans aller plus loin dans les détails, commençons tout d'abord par essayer de trouver une explication à la présence de ce deuxième groupe de pays. Pour ce faire, nous avons examiné de près la classification du taux de change de Rogoff et de Reinhart (2002) (Annexe A). Nous

avons pu remarquer un trait commun pour les pays formant ce deuxième groupe. Il n'y a pas eu de changements structurels quant au régime du taux de change dans ces pays depuis la date du début des données¹⁵, exceptée la Grèce. D'ailleurs, même s'il y'a eu un changement, la banque centrale préserve toujours les mêmes objectifs. Ceci pourrait expliquer l'absence des variations retardées ($\sum_{i=1}^{i=p} \lambda_i \Delta e_{t-i}$) du taux de change dans la variation anticipée et qui est illustré seulement par la constante. Ce qui réduit l'incertitude autour de la dérive représentant le taux moyen de la dévaluation du taux de change.

- La grèce :

D'après les résultats des estimations, la dévaluation non anticipée (residten) survenue un trimestre auparavant a un impact significatif sur le prix courant. En corrigeant la matrice variance covariance et donc en récupérant les vraies valeurs-p il n'y a pas eu de renversement de résultat; le coefficient relatif à la dévaluation non anticipée reste significatif.

Tableau 4.7
Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour la Grèce

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur -p	Valeur -p (corrigée)
C	0.036454	0.004130	8.826757	0.0000	2.42E-11
RESID	-0.139388	0.039477	-3.530868	0.0006	0.011071*

- L' Inde :

Quant à l'Inde, sa politique *de facto* et *de jure* depuis 1985, était le flottement géré. Ce qui est inhabituel dans ce cadre de politique, la banque centrale annonçait explicitement les objectifs de sa politique de gestion. Elle déclare poursuivre deux objectifs: la stabilité du taux de change et la préservation de la compétitivité de la roupie; le second prend la forme d'une stratégie de ciblage de change nominal.

¹⁵ Faute de données, nous avons raccourci la période de l'étude.

Les résultats de l'estimation ont suggéré que le prix est fortement corrélé au choc de la dévaluation survenue (resid) trois mois auparavant.

Tableau 4.8
Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour l'Inde.

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur -p	Valeur-p (Corrigée)
C	0.021574	0.002578	8.369457	0.0000	0.00108063657931
RESID	-0.132742	0.029814	-4.452341	0.0001	0.000238006118465 *

- La Tunisie :

La politique du taux de change de la Tunisie « *defacto* » était la bande glissante depuis 1987. D'autant plus, même la largeur de la bande n'a pas été modifiée. D'après une étude faite par Fanizza, Laframboise, et Karpowicz (2002), La politique du taux de change de la Tunisie cible le taux de change réel à travers un régime de bande glissante. En construisant les valeur-p corrigées, il s'est avéré que l'effet du choc de la dévaluation du prix persiste après neuf mois (resid(-2)).

Tableau 4.9
Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour la Tunisie

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur -p	Valeur -p (corrigée)
C	0.015122	0.001113	13.58712	0.0000	0.271080824692
RESID	0.137838	0.073088	1.885920	0.0694	0.0526668567385
RESID(-1)	-0.215838	0.065383	-3.301148	0.0026	0.00389496225206*
RESID(-2)	-0.347453	0.052339	-6.638550	0.0000	2.59253073275e-05*
RESID(-3)	-0.108792	0.079788	-1.363513	0.1832	0.132577281956

- La Turquie :

La Politique *defacto* de la Turquie était le flottement géré depuis 1985 jusqu'à 1997. Sans tenir compte des marchés de taux de change parallèle, sa politique du taux de change *defacto* était la bande glissante. Dans le cadre de cette politique les autorités monétaires accommodaient la dévaluation du taux de change au différentiel de l'inflation passée sans annonce préalable; il s'agit de la politique de bande glissante passive. Le but de cette politique est d'éviter qu'une inflation ne provoque une surévaluation réelle et une perte de compétitivité.

Quant aux résultats de l'estimation, le prix est significativement affecté par le choc d'une dévaluation survenue 3 mois (resid) auparavant.

Tableau 4.10
Résultats d'estimation de la régression de la variation du prix pour la Turquie

	Coefficient	Ecart-type	Statistique -t	Valeur -p	Valeur -p (Corrigée)
C	0.137677	0.003234	42.57541	0.0000	0.000805049691608*
RESID	-0.261439	0.063939	-4.088918	0.0002	8.9346826282e-05 *
DLGDP	-0.094199	0.025942	-3.631217	0.0008	0.000197826613705*

CONCLUSION

La mesure dans laquelle les variations du taux de change se répercutent sur les prix est une question qui suscite depuis longtemps un grand intérêt en économie internationale. Cet intérêt est toutefois plus prononcé dans les pays en voie de développement qui ont souffert pendant les années 80 et 90 d'une inflation très importante. Le climat de forte inflation qui a prédominé et la dévaluation continue des monnaies des pays en voie de développement nous a amené à réfléchir davantage sur les effets possibles des variations du taux de change sur le prix. Pour préserver leur compétitivité et étant proie à une forte inflation, les pays en voie de développement n'avaient pas d'autre choix que gérer leur taux de change et de laisser leurs monnaies se déprécier. Mais cette dépréciation continue de la monnaie pourrait engendrer une spirale inflationniste. Cette spirale est d'autant plus importante que la dévaluation est anticipée; une dévaluation anticipée déclenche les anticipations inflationnistes qui fait qu'alimenter l'inflation dans l'avenir. Ce cercle vicieux nous a conduit à poser la question suivante : quel serait l'impact d'une dévaluation anticipée et non anticipée sur la variation du prix? Une question récurrente qui s'impose est : comment peut-on distinguer statistiquement l'impact d'une dévaluation anticipée et d'une dévaluation non anticipée?

Sur le plan théorique, un modèle très simple nous a permis de traduire notre intuition qui suggère que : l'augmentation des prix devancerait la dévaluation nominale du taux de change si cette dernière est parfaitement anticipée; la dévaluation serait suivie par une augmentation du prix si elle n'est pas anticipée. Notre travail se démarque par son apport empirique qui réside, d'une part dans notre choix de modéliser le taux de change par une marche aléatoire avec dérive et d'autre part par notre méthode d'estimation. Aucune étude n'a essayé de modéliser l'évolution du taux de change dans les pays en voie de développement par une marche aléatoire avec dérive. Quant à notre méthode d'estimation, nous avons utilisé exactement la même méthode que celle utilisée par Barro (1977, 1979), Barro et Rush (1980), Small (1979) etc. Ces auteurs ont utilisé la méthode de doubles moindres carrés pour montrer la neutralité des différentes politiques lorsqu'elles sont anticipées. Cette méthode, bien qu'elle fournit des estimateurs convergents, elle génère des statistiques non valides et

donc une inférence non fiable. Pagan (1984,1986) a proposé une correction de la matrice variance covariance pour corriger les statistiques et donc valider l'inférence. Dès lors c'est en se basant sur ses déductions et résultats que nous avons construit un programme via e-views nous permettant d'avoir les vraies valeurs p et par conséquent procéder à l'inférence. Quant aux résultats des estimations, ils sont conformes à notre théorie.

Toutefois, il convient de mentionner que nous aurions pu tenir compte d'autres variables tels que : le déficit budgétaire, la politique monétaire, le prix de l'énergie, etc. D'autant plus, il est important de signaler que notre modèle ne tient pas compte des caractéristiques structurelles de l'économie telle que la rigidité des prix et la crédibilité de la politique monétaire et le passé inflationniste du pays. La rigidité des prix influe manifestement sur les prix. Plus les entreprises domestiques sont enclins à modifier leur prix plus ces deniers sont vulnérables à la variation du taux de change. Une politique monétaire non crédible facilite la transmission de la variabilité du taux de change au prix. Plus le taux d'inflation moyen est élevé plus l'incidence de la variabilité du taux de change est élevé. Ceci pourrait expliquer nos résultats qui étaient assez conformes à notre théorie. C'est le passé inflationniste des pays de notre échantillon qui a fait que le prix réagit d'une manière plus significative suite à un choc de dévaluation que suite à une dévaluation anticipée. Il convient de rajouter une nuance est que notre modèle ne nous renseigne pas sur le sens de causalité entre les dévaluations anticipées et celles non anticipées et le prix. Rajouter les variables passées de l'inflation en tant que variables explicatives dans la régression du prix et effectuer le test de causalité de Granger (1969) serait une bonne perspective de notre modèle.

APPENDICE A

RÉGIMES DE TAUX DE CHANGE DES PAYS SELON LA CLASSIFICATION DE REINHART ET DE ROGOFF (2002)

Tableau A.1
Régime du taux de change en Afrique du Sud

Octobre, 1972-Janvier 1979	Flottement géré./ le régime officiel est l'ancrage par rapport au dollar.
Janvier, 1979-Février 1983	Flottement géré. Le taux officiel est rattaché au dollar américain jusqu'à avril 1981
Février, 1983-Septembre, 1985	Flottement géré
Septembre, 1985- Mars, 1995	Flottement géré
Mars, 1995- Décembre 2001	Freely floating/ flottement géré.

Tableau A.2
Régime du taux de change en Colombie

Avril , 1974-Septembre 1983	Bande defacto autour le dollar US. La largeur de la bande est de +/-2%.
Octobre, 1983-Novembre 1984	Flottement géré. Plus exactement, le taux de dépréciation a été accéléré.
Décembre, 1984-Janvier, 1994	Une bande autours le dollar US (De facto). La largeur de la bande est de +/-5%.
Janvier, 1994-Juin, 1999	La largeur de la bande est de +/-5%. Bande glissante autour du dollar US. Le régime officiel pré annoncé est la bande glissante. La largeur de la bande est de +/-7%

Tableau A.3
Régime du taux de change au Costa Rica

Juin, 1971-Avril 1974	Bande glissante autour du dollar US (<i>defacto</i>). Largeur de la bande est de +/-5%. Arrimage par rapport au dollar US.
Avril, 1974- Sepetmbre, 1980	Arrimage par rapport au dollar US
Janvier 1981-Mars 1983	Flottement géré. Plusieurs dévaluations.
Novembre, 1983- décembre 1990	Bandes glissantes autours du dollar US.
Janvier, 1991 Décembre 2001	Bandes glissantes autours du dollar US. La largeur de la bande est +/-2%. A partir de 1995, la parité rampante par rapport au dollar.

Tableau A.4
Régime du taux de change en Grèce

Décembre, 1965-Mars, 1975	Fourchette autours du dollar US (<i>defacto</i>). La largeur de la bande est de +/-2%. L'ancrage nominal par rapport au dollar US (officielle)
Mars, 1975-Novembre, 1977	Parité rampante par rapport au dollar US (<i>defacto</i>). L'ancrage nominal par rapport à un panier de monnaies.
Décembre, 1977- Juin, 1981	Bande glissante par rapport au dollar US (<i>defacto</i>). La largeur de la bande est de +/-2%.
Juillet, 1981-Août 1984	Flottement géré.
Septembre, 1984- Août 1989	Bande glissante autour du DM (<i>defacto</i>). La largeur de la bande est de +/-2%..
Septembre, 1989- Janvier, 1999	Arrimage par rapport au DM (<i>defacto</i>).

Tableau A.5
Régime du taux de change en Inde

Septembre 1976-Mars, 1981	Freely falling/Bandes glissantes autour du dollar américain (Defacto).
Avril 1981-22/Mars, 1983	Flottement géré
Mars, 1983-Avril 1998	Flottement géré

Tableau A.6
Régime du taux de change aux Philippines

21/février, 1971- Septembre 1983	Bandes glissantes autour du dollar américain (De facto)./ largeur de la bande est de +5%. Le régime officiel est l'ancrage nominal par rapport au dollar.
Octobre 1983-Octobre 1984	Freely Falling/ flottement géré. Il n'y a pas de rattachement du Peso envers le dollar US. Le régime officiel est le taux de change fixe par rapport au dollar.
Octobre, 1984-février 1985	Freely falling/ le flottement géré. Le rattachement du dollar par rapport au dollar n'est plus officiel
Mars, 1985-Avril, 1992	Parité rampante par rapport au dollar américain (De facto).
Mai 1992-Avril, 1993	Bande par rapport au dollar américain (<i>defacto</i>). Largeur de la bande est de +/-2%.
Mai 1993- Août 1995	Bande par rapport au dollar américain (defacto). Largeur de la bande est de +/-5%.
Septembre 1995-Juin 1997	Ancrage au dollar. (defacto)

Tableau A.7
Régime du taux de change au Sri Lanka

15 novembre 1977- Juin 1981	Bandes glissantes autours du dollar américain (Defacto).
Juillet 1981- Septembre 1989	Parité rampante par rapport US américain (Defacto)
Octobre 1989- Juillet 1990	Ancrage par rapport au dollar américain
Août 1990-20 Mars,1995	Parité rampante par rapport US américain (Defacto)
20 Mars 1-1995-Février 1998	Bandes glissantes autours du dollar américain (<i>Préannoncé</i>).

Tableau A.8
Régime du taux de change en Tunisie

Mars 1974- Janvier, 1999	Bandes glissantes autours du francs français (<i>Defacto</i>). la largeur de la bande et de +/-2%
--------------------------	--

Tableau A.9
Régime du taux de change en Turquie

Septembre 1976-Mars, 1981	Freely falling/Bandes glissantes autours du dollar américain (Defacto).
Avril 1981-22/Mars, 1983	Flottement géré
Mars, 1983-Avril 1998	Flottement géré

APPENDICE B

ÉTAPES DES ESTIMATIONS POUR LES DIFFÉRENTS PAYS DE L'ÉCHANTILLON

Tableau B.1
Résultats des tests de DFA (avec constante) du logarithme
du taux de change pour les différents pays

Pays	Le nombre de retard	Statistique T de DFA	Valeur-p
Afrique du sud	2	-0.329180	0.9157
Colombie	2	-0.155021	0.9395
Costa Rica	6	-0.232339	0.9296
Grèce	0	-0.656950	0.8519
Inde	0	-2.306410	0.1740
Philippines	1	-0.676795	0.8471
Sri Lanka	2	-1.347439	0.6051
Tunisie	0	-2.743081	0.0758
Turquie	0	0.967486	0.9959

Le nombre de retard est déterminé selon le critère d'Akaike, le maximum était fixé à 12
Valeur -p est la probabilité de ne pas rejeter l'hypothèse nulle celle de la racine unitaire

Tableau B.2
Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme
du prix pour l'Afrique du Sud

Variable	Coefficient	Ecart-Type	Statistique T	Valeur-p
C	0.026326	0.002965	8.878054	0.0000
DLTCNF	-0.059535	0.059786	-0.995813	0.3220
DLTCNF(-1)	-0.087445	0.053472	-1.635346	0.1055
RESID	-0.037786	0.017948	-2.105311	0.0381
RESID(-1)	-0.005793	0.019374	-0.298994	0.7656
AR(3)	0.234784	0.096807	2.425280	0.0173
AR(4)	0.359687	0.097758	3.679369	0.0004
R ²	0.266504			
R ² corrigé	0.217605			
Écart-type	0.008816			

B.1 Programmation relative à l'Afrique du Sud :

matrix m1=@convert(group01)

```

matrix m2=@convert(group02)
matrix w_1=@subextract(m1,1,2,101,4)
matrix w_2=@subextract(m1,1,3,101,5)

vector(101) I=1
matrix(101,4) wn_2
matrix(101,4) wn_1
colplace(wn_1,I, 1)
colplace(wn_2,I, 1)

matplace(wn_1,w_1,1,2)
matplace(wn_2,w_2,1,2)

matrix Q=@subextract(m2,1,2,101,5)
equation eq02
vector(5) vib=@coefs
vector(101) coef1=vib(4)-vib(2)
vector(101) coef2=vib(5)-vib(3)

matrix(101,5) Qn
colplace(Qn,I, 1)
matplace(Qn,Q,1,2)
matrix wt=@transpose(wn_1)
matrix i1 = @identity(101)
matrix s=wn_1*@inverse(wt*wn_1)*wt*coef1+wn_2*@inverse(wt*wn_1)*wt*coef2

scalar vareta=0.0509261394341^2
scalar varepsilon=0.00881590086199^2
matrix v=varepsilon*i1+ vareta*s*@transpose(s)
matrix varcov_c=@inverse(@transpose(Qn)*Qn)*@transpose(Qn)*v*Qn*@inverse
(@transpose(Qn)*Qn)

vector varcoef = @getmaindiagonal(varcov_c)
vector v2=@sqrt(varcoef)
vector(5) coef
coef.fill vib(1),vib(2), vib(3),vib(4) ,vib(5)

For !i = 1 to 5
vector(5) enfin
enfin(!i)=1/v2(!i)
vector(5) vecstat(!i)= @abs(coef(!i))*enfin(!i)
vector(5) pluevalue(!i)=@tdist(vecstat(!i),90)
next i

```

Tableau B.3
Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme
du prix pour la Colombie

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur-p
C	0.046615	0.005643	8.261292	0.0000
DLTCNF	-0.413098	0.376633	-1.096820	0.2755
DLTCNF(-1)	0.271578	0.310027	0.875982	0.3832
RESID	0.043127	0.058442	0.737945	0.4624
RESID(-1)	0.135651	0.114505	1.184666	0.2391
MA(2)	-0.345895	0.090748	-3.811621	0.0002
MA(8)	0.357052	0.091738	3.892089	0.0002
R ²	0.253486			
R ² corrigé	0.206337			
Écart-type	0.019632			

Tableau B.4
Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme
du prix pour le Costa Rica

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur-p
C	0.017196	0.005916	2.906885	0.0047
RESID	-0.077174	0.025209	-3.061407	0.0030
RESID(-1)	-0.083477	0.027188	-3.070364	0.0029
RESID(-2)	-0.204141	0.027918	-7.312197	0.0000
RESID(-3)	-0.081099	0.076319	-1.062626	0.2911
DLTCNF	-0.202624	0.126500	-1.601767	0.1131
DLTCNF(-1)	-0.228097	0.039115	-5.831398	0.0000
DLTCNF(-2)	-0.279879	0.038807	-7.212035	0.0000
DLTCNF(-3)	0.012705	0.039414	0.322341	0.7480
AR(1)	0.445632	0.110812	4.021513	0.0001
R ²	0.828945			
R ² corrigé	0.809701			
Écart-type	0.016363			

B.2 Programmation relative au Costa Rica :

```
matrix m2=@convert(group01)
matrix Q=@subextract(m2,1,2,91,9)
equation eq02
vector(9) coef=@coefs
vector(91) coef1=coef(2)-coef(6)
vector(91) coef2=coef(3)-coef(7)
vector(91) coef3=coef(4)-coef(8)
vector(91) coef4=coef(5)-coef(9)
```

```

matrix(91,9) Qn
colplace(Qn,I, 1)
matplace(Qn,Q,1,2)
matrix wt=@transpose(wn_1)
matrix il = @identity(91)
matrix
s=wn_1*@inverse(wt*wn_1)*wt*coef1+wn_2*@inverse(wt*wn_2)*wt*coef2+wn_3*@inv
erse(wt*wn_3)*wt*coef3+wn_4*@inverse(wt*wn_4)*wt*coef4
scalar vareta=0.0757681078195^2
scalar varepsilon=(eq02.@se)^2
matrix v=varepsilon*il+ vareta*s*@transpose(s)
matrix
varcov_c=@inverse(@transpose(Qn)*Qn)*@transpose(Qn)*v*Qn*@inverse(@transpose(Q
n)*Qn)

vector varvib= @getmaindiagonal(varcov_c)
vector v2=@sqrt(varcoef)

vector(9) coef
coef.fill c(1),c(2), c(3),c(4) ,c(5) ,c(6),c(7), c(8), c(9)

For !i = 1 to 9
vector(9) enfin
enfin({!i})=1/v2({!i})
vector(9) vecstat({!i})= @abs(coef({!i})*enfin({!i}))
vector(9) pluevalue({!i})=@tdist(vecstat({!i}),77)
next i

```

Tableau B.5
Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme
du prix pour la Grèce

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur -p
C	0.036454	0.004130	8.826757	0.0000
RESID	-0.139388	0.039477	-3.530868	0.0006
MA(2)	0.243942	0.068230	3.575279	0.0005
MA(4)	0.549524	0.059411	9.249515	0.0000
MA(8)	0.610227	0.068734	8.878059	0.0000
R ²	0.500516			
R ² corrigé	0.480536			
Écart-type	0.017716			

B.3 Programmation relative à la Grèce :

```

stom(dltcnf,v1)
For !i = 1 to 105
vector(105) v1_1
vector(105) v1_1(!i)=v1(!i)
next i
equation eq02
vector vib=@coefs
vector(105) coef1=vib(2)
matrix s=v1_1*@inverse(@transpose(v1_1)*v1_1)*@transpose(v1_1)*coef1
matrix s_1=I*@inverse(@transpose(I)*I)*@transpose(I)*coef1
matrix m2=@convert(group01)
vector(105) I=1
matrix(105,1) Q
Q=@subextract(m2,1,2,105,2)
matrix(105,2) Qn
colplace(Qn,I,1)
matplace(Qn,Q,1,2)
scalar vareta=(eq01.@se)^2
scalar varepsilon=(eq02.@se)^2
matrix i1=@identity(105)
matrix v_1=varepsilon*i1+vareta*s*@transpose(s_1)
matrix v=varepsilon*i1+vareta*s*@transpose(s)
matrix
varcov_c=@inverse(@transpose(Qn)*Qn)*@transpose(Qn)*v*Qn*@inverse(@transpose(Qn)*Qn)
vector varcoef=@getmaindiagonal(varcov_c)
vector v2=@sqrt(varcoef)
vector(4) coef
coef.fill c(1),c(2)

For !i = 1 to 2
vector(2) enfin
enfin(!i)=1/v2(!i)
vector(2) vecstat(!i)=@abs(vib(!i))*enfin(!i)
vector(2) pluevalue(!i)=@tdist(vecstat(!i),94)
next i

```


Tableau B.6
Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme
du prix pour l'Inde

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur-p
C	0.021574	0.002578	8.369457	0.0000
RESID	-0.132742	0.029814	-4.452341	0.0001
MA(2)	-0.472497	0.102305	-4.618515	0.0000
MA(4)	0.716639	0.069955	10.24433	0.0000
MA(1)	0.374249	0.099080	3.777224	0.0005
R ²	0.548987			
R ² corrigé	0.507986			
Écart-type	0.011286			

B.4 Programmation relative à l'Inde:

```

equation eq01
vector vib=@coefs
vector(49) coef1=vib(2)
vector(49) I=1
matrix s_1=@inverse(@transpose(I)*I)*@transpose(I)*coef1
matrix m2=@convert(group01)
matrix(49,1) Q
Q=@subextract(m2,1,2,49,2)
matrix(49,2) Qn
colplace(Qn,I,1)
matplace(Qn,Q,1,2)
scalar vareta=0.0467507650145^2
scalar varepsilon=0.0112855783487^2
matrix i1=@identity(49)
matrix v_1=varepsilon*i1+ vareta*s_1*@transpose(s_1)
matrix varcov_c=@inverse(@transpose(Qn)*Qn)*@transpose(Qn)*v_1*Qn*@inverse
(@transpose(Qn)*Qn)
vector varcoef=@getmaindiagonal(varcov_c)
vector v2=@sqrt(varcoef)
vector(4) coef
coef.fill c(1),c(2)

For !i = 1 to 2
vector(2) enfin
enfin(!i)=1/v2(!i)
vector(2) vecstat(!i)=@abs(vib(!i))*enfin(!i)
vector(2) pluevalue(!i)=@tdist(vecstat(!i),102)
next i

```

Tableau B.7
Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme
du prix pour les Philippines

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur-p
C	0.025177	0.004341	5.800321	0.0000
RESID02	0.020147	0.039331	0.512253	0.6096
DLTCNF	0.053747	0.143454	0.374666	0.7087
MA(1)	0.347070	0.087204	3.979967	0.0001
MA(4)	0.316007	0.088865	3.556050	0.0006
R ²	0.235559			
R ² corrigé	0.204673			
Écart-type	0.019521			

Tableau B.8
Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme
du prix pour Le Sri Lanka

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur-p.
C	0.023658	0.008303	2.849140	0.0054
DLTCNF	-0.072879	0.271053	-0.268873	0.7886
DLTCNF(-1)	-0.027503	0.067988	-0.404522	0.6867
RESID01	-0.057722	0.027905	-2.068561	0.0413
RESID01(-1)	-0.022987	0.110939	-0.207206	0.8363
AR(1)	0.461413	0.091197	5.059526	0.0000
R ²	0.245280			
R ² corrigé	0.205558			
Écart-type	0.018659			

B.5 Programmation relative au Sri Lanka :

```

matrix m1=@convert(group03)
matrix m2=@convert(group01)
matrix w_1=@subextract(m1,2,2,103,3)
matrix w_2=@subextract(m1,2,3,103,4)
vector(102) I=1
matrix(102,3) wn_2
matrix(102,3) wn_1

colplace(wn_1,I,1)
colplace(wn_2,I,1)

matplace(wn_1,w_1,1,2)

```

```

matplace(wn_2,w_2,1,2)

matrix Q=@subextract(m2,1,2,102,5)
equation eq02
vector(5) vib=@coefs
vector(102) coef1=vib(2)-vib(4)
vector(102) coef2=vib(3)-vib(5)

matrix(102,5) Qn
colplace(Qn,I, 1)
matplace(Qn,Q,1,2)
matrix wt=@transpose(wn_1)
matrix i1 = @identity(102)
matrix s=wn_1*@inverse(wt*wn_1)*wt*coef1+wn_2*@inverse(wt*wn_1)*wt*coef2
scalar vareta=0.0666558738841^2
scalar varepsilon=0.0186139342914^2
matrix v=varepsilon*i1+ vareta*s*@transpose(s)
matrix
varcov_c=@inverse(@transpose(Qn)*Qn)*@transpose(Qn)*v*Qn*@inverse(@transpose(Q)
*Q)
vector varcoef = @getmaindiagonal(varcov_c)
vector v2=@sqrt(varcoef)
vector(5) coef
coef.fill vib(1),vib(2), vib(3),vib(4) ,vib(5)
For !i = 1 to 5
vector(5) enfin
enfin({!i})=1/v2({!i})
vector(5) vecstat({!i})= @abs(coef({!i})*enfin({!i}))
vector(5) pluevalue({!i})=@tdist(vecstat({!i}),96)
next i

```

Tableau B.9
Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme
du prix pour La Tunisie

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur-p
C	0.137677	0.003234	42.57541	0.0000
RESID01	-0.261439	0.063939	-4.088918	0.0002
DLGDP	-0.094199	0.025942	-3.631217	0.0008
MA(1)	-0.537877	0.166328	-3.233825	0.0025
R ²	0.407823			
R ² corrigé	0.361072			
Écart-type	0.041767			

B.6 Programmation relative à la Tunisie

```

equation eq03
vector(36) I=1
vector(4) vib1=@coefs
vector(36) coef11=vib(2)
vector(36) coef21=vib(3)
vector(36) coef31=vib(4)
vector(36) coef41=vib(5)

matrix
s1=I*@inverse(@transpose(I)*I)*@transpose(I)*coef11+I*@inverse(@transpose(I)*I)*
@transpose(I)*coef21+I*@inverse(@transpose(I)*I)*@transpose(I)*coef31+I*@inverse
(@transpose(I)*I)*@transpose(I)*coef41

matrix m21=@convert(group02)
matrix(36,5) Q1
Q1=@subextract(m21,1,2,36,5)
matrix(36,5) Qn1
colplace(Qn1,I,1)
matplace(Qn1,Q1,1,2)

scalar vareta=(eq01.@se)^2
matrix i1 = @identity(36)
scalar varepsilon1=(eq03.@se)^2

matrix v11=varepsilon1*I1+ vareta*s*@transpose(s1)
matrix
varcov_c1=@inverse(@transpose(Qn1)*Qn1)*@transpose(Qn1)*v11*Qn1*@inverse(@tran
spose(Qn1)*Qn1)
vector varcoef1 = @getmaindiagonal(varcov_c1)
vector v21=@sqrt(varcoef1)

For !i = 1 to 5
vector(5) enfin1
enfin1(!i)=1/v21(!i)
vector(5) vecstat1(!i)= @abs(vib1(!i))*enfin1(!i)
vector(5) pluevalue1(!i)=@tdist(vecstat1(!i),29)
next i

```

Tableau B.10
Résultat de l'estimation de la régression de la variation du logarithme
du prix pour la Turquie

Variable	Coefficient	Ecart-type	Statistique T	Valeur-p.
C	0.137677	0.003234	42.57541	0.0000
RESID01	-0.261439	0.063939	-4.088918	0.0002
DLGDP	-0.094199	0.025942	-3.631217	0.0008
MA(1)	-0.537877	0.166328	-3.233825	0.0025
R ²	0.407823			
R ²	0.361072			
Écart-type	0.041767			

B.7 Programmation relative à la Turquie

equation eq02_1980

vector vib=@coefs

vector(42) coef1=vib(2)

vector(42) coef2=vib(3)

vector(42) I=1

matrix s=I*@inverse(@transpose(I)*I)*@transpose(I)

coef1+I@inverse(@transpose(I)*I)*@transpose(I)*coef2

matrix m2=@convert(group01)

vector(42) I=1

matrix(42,1) Q

Q=@subextract(m2,1,2,42,3)

matrix(42,3) Qn

colplace(Qn,I,1)

matplace(Qn,Q,1,2)

scalar vareta=(eq1980_01. @se)^2

scalar varepsilon=(eq02_1980. @se)^2

matrix il = @identity(42)

matrix v=varepsilon*il+ vareta*s*@transpose(s)

matrix varcov_c=@inverse(@transpose(Qn)*Qn)*@transpose(Qn)*v*Qn*@inverse
(@transpose(Qn)*Qn)

vector varcoef = @getmaindiagonal(varcov_c)

vector v2=@sqrt(varcoef)

For !i = 1 to 3

vector(3) enfin

enfin(!i)=1/v2(!i)

vector(3) vecstat(!i)= @abs(vib(!i))*enfin(!i)

vector(3) pluevalue(!i)=@tdist(vecstat(!i),39)

next i

BIBLIOGRAPHIE

Abhay, A., L. Sarno et G. Valente. 2005. «Exchange rates and fundamentals: Evidence on the economic value of predictability ». *Journal of International Economics*, vol. 66, p. 325-348.

Ambler, S., A. Dib et N. Rebei. 2003. «Nominal rigidities and exchange rate pass-through in a structural model of a small open economy». Bank of Canada. Working Paper, no 2003-2029.

Bahmani-Oskoei, M. 2000. «Real and nominal effective exchange rates for developing countries: 1973:I-1997:3». *Applied Economics*, vol. 32, p. 411-428.

-----, 1998. «Do exchange rates follow random walk process in middle eastern countries? ». *Economic Letters*, Mars, p.339-44.

-----, 2002. «Do nominal devaluations lead to real devaluations in LDCs?». *Economic Letters*, vol. 74, p.385-91.

Burstein, A., M. Einchenbaum et S. Rebelo. 2002. «Why are rates of inflation so low after devaluation». *CEPR Discussion Paper*, no 3178, p.1-42.

-----, 2003. «Large devaluation and the real exchange rate». *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 50, p. 742-748.

Burstein, A., J. Neves et S. Rebelo. 2003. «Distribution costs and real dynamics during exchange-rate-based stabilizations ». *Journal of Monetary Economics*, vol. 56, p. 1189-1214.

Calvo, G. A., et C. M. Reinhart. 2002. «Fear of floating ». *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, p. 379-408.

Calvo, G. A., et F. S. Mishkin. 2003. «The mirage of exchange rate regimes for emerging market countries». *Journal of Economic Perspectives*, no 4, vol. 17, p. 99-118.

Caramazza, F., et J. Aziz. 1998. «Fixed or flexible? Getting the exchange rate right in the 1990s». International Monetary Fund. Economic Issues, no 13.

Cheong, C. 2004. «Does the Risk of exchange rate fluctuations really affect international trade flows between countries?». *Economic Bulletin*, vol. 6, no 4, p.1-8.

Dornbusch, R. 1976. «Expectations and exchange rate dynamics». *Journal of Political Economy*, vol. 84, no 6, p. 1161-1176.

Fanizza, D., N. Laframboise, E. Martin, R. Sab et I. Karpowicz. 2002. «Tunisia's experience with real exchange rate targeting and the transition to a flexible exchange rate regime». International Monetary Fund. Working Paper, no 02/190.

Fischer, S. 2001. «Exchange rate regimes: Is the bipolar view correct? ». *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15.

Guillaume, G., A. Lahrèche et I. Méjean. 2006. «Exchange rate pass-through at the product level». *Centre d'études prospectives et d'informations internationales, Working Paper*, no 2006-02.

Gharbi, Hanen. 2005. «La gestion des taux de change dans les pays émergents: la leçon des expériences récentes». *Observatoire français des conjonctures économiques*, no 2005-06.

Kandil, Magda. 2004. «Exchange rate fluctuations and economic activity in developing countries : Theory and evidence». *Journal of Economic Development*, vol. 29, no 1, p. 85-108.

Kandil, Magda, et I. A. Mirzaie. 2003. «The effects of exchange rate fluctuations on outputs and prices : Evidence from developing countries ». International Monetary Fund. Working Paper, no 03/200.

Levy-Yeyati, E., et F. Sturzeneger. 2000 «Classifying exchange rate regimes : Deeds vs. words ». *Mimeo*, Univesidad Torcuato Di tella , Buenos Aires.

Mishkin, F. S. 1983. *A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics: Testing Policy Ineffectiveness and Efficient Markets Models*. NBER, Chicago: University of Chicago Press., 171 p.

Meese, R., et K. S. Rogoff. 1983. «Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample». *Journal of International Economics*, vol. 14, p.3-24.

Obstfeld, M., et K. S. Rogoff. 1996. *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press, 832 p.

Obstfeld, M., et K. Rogoff. 1995. «The mirage of fixed exchange rate». *NBER Working Paper*, no 5191.

Pagan, A. 1984. «Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors ». *International Economic review*, vol.25, no 1, February, p.221-247.

-----1986. «Two stages and related estimators and their applications». *Review of Economic Studies, Econometrics Special Issue*, vol. 53, no 4, p. 517-538.

Portillo, R. 2004. «Does the risk of exchange rate fluctuations really affect international trade flows between countries?». *Economic Bulletin*, vol. 6, no 4, p.1-8..

Reinhart, C., et S. Rogoff. 2002. «The modern history of exchange rate arrangements: A reinterpretation». *National Bureau of Economics Research*, Working Paper, no 8963, p.1-106.

Rogoff, K. S., A. M. Husain, A. Mody, R. Brooks et N. Oomes. 2003 «Evolution and performance of exchange rate regimes». International Monetary Fund. Working Paper, no 03/243.